

Stabiliteit en verandering in Europa

Proceedings Vierde Nederlandse Workshop ESS

Redactie
Kees Aarts
Marion Wittenberg

PALLAS PUBLICATIONS

DANS Symposium Publications

7

Stabiliteit en verandering in Europa

Stabiliteit en verandering in Europa

Proceedings vierde Nederlandse workshop
European Social Survey – 27 september 2012

Redactie

Kees Aarts

Marion Wittenberg

DANS Symposium publications 7



© 2013 DANS / Pallas Publications – Amsterdam University Press, Amsterdam 2013
Usage and distribution of this work is defined in the Creative Commons Attribution-Non-Commercial-Share Alike 3.0 Netherlands License. To view a copy of this licence, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/3.0/deed.nl> Data Archiving and Networked Services (DANS) P.O. Box 930672509 AB The Hague The Netherlands T + 31 70 3494450 F + 31 70 3494451 info@dans.knaw.nl www.dans.knaw.nl

Omslagontwerp: Ellen Bouma, Alkmaar
Layout binnenwerk: JAPES, Amsterdam

ISBN 978 90 8555 083 9
e-ISBN 978 90 4851 980 4 (pdf)
e-ISBN 978 90 4851 681 1 (ePub)
NUR 741

Inhoud

Voorwoord	7
Codering en schaling van beroepen in de European Social Survey <i>Harry B.G. Ganzeboom en David Nikoloski</i>	11
Education: The Contours of a New Cleavage? Comparing 23 European Countries <i>Mark Bovens and Anchrit Wille</i>	35
The Development of Interpersonal Trust and its Relation to Economic Performance <i>Ruben de Bliëk</i>	63
Waardensegmenten: een andere kijk op cultuurverschillen tussen landen <i>Hester van Herk en Julie Anne Lee</i>	85
Periode, cohorte of intergenerationele vervanging? Een verklaring voor de daling in de afkeuring van homoseksualiteit in België (2002-2010) <i>Cecil Meeusen en Marc Hooghe</i>	101
De hoefijzerthese empirisch getoetst Een cross-nationale vergelijking tussen extreemlinkse en extreemrechtse politieke oriëntaties in Europa <i>Mark Visser en Gerbert Kraaykamp</i>	115
Wanneer eigenbelang en ideologie botsen Een analyse van steun voor welvaartsherverdeling in tijden van financiële crisis <i>Tim Reeskens, Bart Meuleman en Wim van Oorschot</i>	125
<i>Abstracts overige bijdragen</i>	
Employment Relation and Work-Life Balance in Europe <i>Anne Annink and Laura den Dulk</i>	147
The Effects of Mixed-mode Approach Techniques and Mode Choice on Response Rates of Hard-to-Survey Populations An Experiment in the European Social Survey <i>Marieke Haan, Yfke Ongena and Kees Aarts</i>	150

Political Attitude Change	154
A Closer Look at the Micro-Level Processes through (In)Consistency Experiments of the ESS Panel Component <i>Sedef Turper, Kees Aarts and Minna van Gerven</i>	
Political Trust across Time in the European Union	157
<i>Stéfanie André</i>	
Political Cleavages in the “New” Europe	162
<i>Paul Pennings, Hans Keman and Jaap Woldendorp</i>	
Contextual Data in the European Social Survey	165
A Tool for Comparative Research <i>Henk Fernee and Ineke Stoop</i>	
Ideal Ages for Family Formation among Immigrant and Majority Groups in Europe	169
<i>Jennifer A. Holland and Helga A.G. de Valk</i>	
Over de auteurs	173

Voorwoord

De European Social Survey (ESS) is een groot tweejaarlijks enquêteonderzoek onder de bevolking van vijftien jaar en ouder in circa dertig landen. De ESS werd voor de eerste keer uitgevoerd in 2002, en op het moment van schrijven – in het voorjaar van 2013 – wordt overal de zesde ronde van dataverzameling afgesloten. Later in 2013 zullen de verzamelde gegevens beschikbaar komen voor iedereen die er nader onderzoek mee wil doen. Nederland is sinds de start van de ESS een van de deelnemers. Om de contacten tussen Nederlandse (en Vlaamse) gebruikers van de ESS te stimuleren, organiseren DANS (Data Archiving and Networking Services) en de Nederlandse nationale coördinator van de ESS regelmatig een eendaagse workshop waarin onderzoek wordt gepresenteerd en besproken. Dit boek doet verslag van de Vierde Nederlandse ESS Workshop, die plaatsvond op 27 september 2012.

Waarom een ESS? In Europa worden al tientallen jaren talloze enquêteonderzoeken gedaan, waardoor we meer te weten kunnen komen over hoe gelukkig mensen zijn, welke toekomstverwachtingen ze hebben, hoe groot hun vertrouwen in de overheid is, welke politieke voorkeuren ze hebben, wat hun inkomen is en hoe hun huishouden eruitziet, wat ze belangrijk vinden in het leven, enzovoorts. Op sommige gebieden zijn ook al langere tijd internationale samenwerkingsverbanden actief, die de dataverzameling coördineren. Voorbeelden zijn het International Social Survey Program (ISSP), de European Values Survey (EVS), en de Comparative Study of Electoral Systems (CSES). Er lijkt niet bepaald een tekort aan gegevens te zijn. Waarom dan een European Social Survey? Hiervoor zijn drie hoofdredenen te geven:

1. *Kwaliteit*. Veel enquêteonderzoek maakt gebruik van uiteenlopende vraagstellingen voor dezelfde begrippen. Welke vraagstellingen zijn het beste? Als we deze kiezen, wordt de kwaliteit van de gegevens vergroot. Enquêtes zijn verder gebaseerd op zeer uiteenlopende steekproeven en veldwerkpraktijken. Ook hierbij geldt: als de ene praktijk beter is dan de andere, moet de beste gekozen worden. Misschien wel de belangrijkste doelstelling van de ESS is om kwalitatief uitstekende gegevens te leveren. Daarvoor zijn strikte internationale richtlijnen nodig, en een streng toezicht op de naleving van die richtlijnen door de nationale ESS-partners. De ESS-organisatie voorziet hierin (voor details, zie www.europeansocialsurvey.org).
2. *Internationale vergelijkbaarheid*. Bestaande internationale onderzoeksprojecten omvatten vaak een beperkte selectie van landen, en laten bovendien vaak aanzienlijke verschillen zien in de wijze waarop het onderzoek in die landen wordt uitgevoerd. De ESS is er geheel op gericht om de vergelijkbaarheid van de gegevens over de deelnemende landen zo groot mogelijk te maken. Dit gebeurt onder

meer door heel veel aandacht te besteden aan de vertaling van de (Engelstalige) bronvragenlijst. Niet alleen wordt in ESS-verband langdurig gesproken over de precieze bedoelingen van iedere afzonderlijke enquêtevraag en over de uiteenlopende betekenissen van die vraag in verschillende landen, ook wordt de vertaling op verschillende wijzen gecontroleerd en gecorrigeerd. Niet alleen de vertaling van de vragenlijst, maar ook de uitvoering van het veldwerk vindt plaats volgens strikte specificaties. De centrale ESS-organisatie ziet nauwkeurig toe op de naleving van deze specificaties. Het resultaat is dat de gegevens maximaal vergelijkbaar zijn over de deelnemende landen, en eventuele problemen zijn bovendien uitvoerig gedocumenteerd.

3. *Vergelijkbaarheid door de tijd.* Veel van de interessantste vragen in de sociale wetenschappen hebben betrekking op veranderingen – van mens en maatschappij. Om deze veranderingen goed in kaart te kunnen brengen, dienen gegevens over de tijd heen goed vergelijkbaar te zijn. In het ene onderzoeksproject lukt dit beter dan in het andere, en in ieder project is er een spanning tussen de behoefte aan identiek herhaalde metingen en de drang om metingen te vernieuwen. De ESS kent een kernvragenlijst die inmiddels in zes meetronden over ruim tien jaar vrijwel identiek is gebleven. Hiernaast bieden roterende modules ruimte voor onderzoeksthema's die eenmalig of af en toe aan de vragenlijst worden toegevoegd. Op deze wijze wordt een balans nagestreefd tussen continuïteit en flexibiliteit.

Het belang van de ESS blijkt allereerst uit het wijdverbreide gebruik van de gegevens. ESS-data zijn al gebruikt voor vele honderden wetenschappelijke publicaties – artikelen, proefschriften, boeken. De status van de ESS blijkt ook uit het feit dat de ESS door de Europese Unie wordt erkend als een belangrijke infrastructuur van onderzoek. In de afgelopen maanden zijn alle voorbereidingen getroffen om de ESS om te vormen tot een 'European Research Infrastructure Consortium' (ERIC). Dit betekent dat nationale regeringen zich hebben gecommitteerd aan de instandhouding van de ESS, omdat ze het project belangrijk vinden voor de toekomst.

De ESS wordt door relatief veel Nederlanders gebruikt, en Nederlanders publiceren ook relatief veel over de ESS-gegevens. Ook op andere wijzen zijn Nederlandse onderzoekers vaak betrokken bij de ESS. Het Sociaal en Cultureel Planbureau in Den Haag behoort met vijf organisaties in andere landen tot de grondleggers van de ESS, Nederlandse onderzoekers hebben meegewerkt aan verschillende ESS-modules, en Nederlanders hebben intensieve bemoeienis met de bovengenoemde kwaliteitseisen aan vragenlijsten en veldwerk.

De Vierde Nederlandse ESS Workshop getuigde evenals de voorgaande edities van de breedte en diepte van de ESS. In deze bundel zijn zeven gepresenteerde papers samengebracht, gevolgd door uitgebreide abstracts van nog eens zeven andere presentaties. *Harry Ganzeboom* en *David Nikoloski* doen om te beginnen verslag van een deel van een groter onderzoeksproject waarin verbetering van de codering van beroep en opleiding in de ESS centraal stond. *Mark Bovens* en *Anchrit Wille* vervolgen met een nadere analyse van hun inmiddels bekende 'diplomademocratie', nu aan de hand van de ESS in 23 landen. *Ruben de Bliet* verbindt de uitvoerige ESS-metingen

van vertrouwen aan de toestand van de economie. *Hester van Herk en Julie Anne Lee* gaan in op de meting van individuele waarden die door Schwarz is voorgesteld en die onderdeel is van de invulvragenlijst bij de ESS.

Cecil Meeusen en Marc Hooghe exploreren veranderingen door de tijd in een van de deelnemende landen, België, om veranderingen in de opvattingen over homoseksualiteit te kunnen verklaren. Een analyse van het idee dat extreemlinkse en extreemrechtse politieke opvattingen betrekkelijk dicht bij elkaar liggen, wordt gepresenteerd door *Mark Visser en Gerbert Kraaykamp*. *Tim Reeskens, Bart Meuleman en Wim van Oorschot* onderzoeken ten slotte de steun van het publiek voor nivellering en denivellering tijdens de financiële crisis.

Onder de zeven uitgebreide abstracts zijn tussentijdse verslagen van twee andere ontwikkelingsprojecten van de ESS: *Marieke Haan, Yfke Ongena en Kees Aarts* over de effecten van interviewvormen op de response, en *Sedef Turper, Kees Aarts en Minna van Gerven* over een aantal experimenten met herhaalde vraagstellingen in een ESS-panel. Ook *Henk Fernée en Ineke Stoop* hebben een primair methodologische invalshoek in hun bijdrage over de meting van contextuele gegevens in de ESS. *Anne Annink en Laura den Dulk* doen onderzoek naar de balans tussen werk en privéleven; *Stéfanie André* kijkt naar de ontwikkeling van politiek vertrouwen door de tijd heen. *Paul Pennings, Hans Keman en Jaap Woldendorp* onderzoeken de ontwikkeling van politieke breuklijnen in Europa, en ten slotte schrijven *Jennifer Holland en Helga de Valk* over de leeftijd waarop autochtonen en allochtonen in Europa bij voorkeur een gezin stichten.

Het is onze hoop dat de lezer door deze verzameling van onderzoeksresultaten en plannen voor verder onderzoek iets meekrijgt van de fascinatie van de auteurs voor hun onderwerp, en van de bijna onuitputtelijke mogelijkheden die de ESS biedt om die fascinaties bot te vieren.

Kees Aarts, nationaal coördinator ESS

Marion Wittenberg, projectmanager sociale wetenschappen DANS

Codering en schaling van beroepen in de European Social Survey¹

Harry B.G. Ganzeboom en David Nikoloski

We report on the coding of the variables for occupation of fathers and mothers, which are only available as strings in the European Social Survey (ESS) round 1 to round 5. With the cooperation of more than 30 coders these strings were coded in the international standard classification ISCO-88. Through a Multi-Trait Multi-Method (MTMM) measurement model, which also makes use of the ESS showcards for parental occupations, we show that with the coding we achieve a good level of reliability (approximately 0.85). The showcard for occupations also achieves a good level of reliability, especially after the revision in round 4. The quality of the coding is quite homogeneous between the different countries or language regions and does not depend on the degree of expertise of the coder. Finally, we report on the conversion of occupations in ESS round 5 to the new classification ISCO-08 and the corresponding ISEI-08 scale. This new procedures brings a slight improvement (approximately 3%) of quality in measurement.

Inleiding

Hoewel de European Social Survey [ESS] in eerste instantie zijn waarde ontleent aan de periodieke peiling van het opinieklimaat in een zeer groot aantal Europese landen, is het bestand ook uitgegroeid tot een van de grootste en rijkste waarnemingen in Europa van sociaal-demografische gegevens. Een bijzonder waardevol onderdeel hiervan vormt de ondervraging naar opleidingen en beroepen van beide ouders van de respondent. Gecombineerd met gegevens over opleiding en beroep van de respondent zelf, vormen deze een database over intergenerationele mobiliteit die geen gelijke kent, zowel in bereik (heel Europa, ca. 33 landen) en omvang (tezamen circa 250.000 cases in vijf tweejaarlijkse ronden [R1-R5]), als in – potentiële – kwaliteit. De nadruk moet hier gelegd worden op de kwalificatie 'potentieel': in de praktijk is het gebruik van deze gegevens namelijk omgeven met een groot aantal problemen, dat de volledige benutting ervan tot op heden onmogelijk maakt. Het belangrijkste probleem is dat de beroepen van ouders in de meeste landen niet gecodeerd zijn, maar slechts als *string* ter beschikking staan. Het gaat om bijna 400.000 beroepsaanduidingen in meer dan 25 verschillende talen. Het eerste doel van dit artikel is verslag te doen hoe deze beroepsaanduidingen binnen het kader van het door NWO gefinancierde project 'Improving the Measurement of Social Background in the European Social Survey' gecodeerd zijn in de International Standard Classification of Occupations

ISCO-88. Naast problemen doen zich in de ESS echter ook tamelijk onverwachte en onbedoelde mogelijkheden voor om de kwaliteit van beroepsmetingen te bepalen en te verbeteren. Het tweede doel van het artikel is om een meetmodel te ontwikkelen en toe te passen waarmee de kwaliteit van de beroepsgegevens, zowel gecodeerd als op de toonkaart, kan worden berekend. Het derde doel is instrumenten te ontwikkelen en toe te passen waarmee beroepsgegevens uit de ESS – en andere projecten – kunnen worden geconverteerd naar de nieuwe standaard van internationale beroepenclassificatie, ISCO-08.

Achtergronden

De beroepen van ouders en respondenten worden in de ESS verschillend gemeten. De meting van het beroep van de respondent (en ook van diens partner) is het eenvoudigst. ESS schrijft hier een open vraagstelling voor, waarop de antwoorden onder verantwoordelijkheid van de Nationaal Coördinator [NC] dienen te worden gecodeerd naar de *International Standard Classification of Occupations 1988* [ISCO-88], of meer precies: de EU-versie daarvan, ISCO-88(com). Dit levert viercijferige beroepencodes op die als ISCOCO en ISCOOP in de databestanden zijn opgenomen. Er doet zich op dit punt een opmerkelijke situatie voor. Terwijl in het ESS-project alle stappen van dataverzameling (bijvoorbeeld het formuleren van de vraagstellingen, vertaling naar nationale talen, steekproeftrekking en begeleiding van interviewers) in zeer hoge mate geprotocolleerd zijn en vanaf centraal niveau gemonitord worden, ontbreekt elke vorm van standaardisatie en controle ingeval van de beroepen. NC's zijn niet alleen betrekkelijk vrij in hoe zij de beroepenvragen formuleren, maar over hoe zij van (open) antwoorden tot de ISCO-coderingen komen ontbreekt elke rapportage. Ervaringen van Ganzeboom als participant in het ESS-netwerk als Nederlandse NC in R3-R4 hebben geleerd dat het probleem vaak zelfs nog dieper zit: veel NC's hebben geen benul hoe hun beroepencodes tot stand komen. Zij hebben deze verantwoordelijkheid overgedragen aan hun veldwerkorganisaties en zien nooit de strings die tot de uiteindelijke codes leiden. Zij weten bijvoorbeeld niet hoeveel en welke codeurs hiermee aan het werk zijn geweest, hoe de codeurs getraind zijn en wat de kwaliteit van hun werk is. In ten minste één land (Noorwegen) is de toegang tot de beroepenstrings voor de NC op basis van privacywetgeving zelfs verhinderd.

Tot op heden heeft de ESS weinig nader beleid uitgezet ten aanzien van de verzameling en codering van beroepsgegevens. Toch is er een belangrijke ontwikkeling te melden, die voor het onderstaande zeer relevant is. Vanaf R4 heeft men aan de deelnemende landen gevraagd om niet alleen de finale gegevens in hun gecodeerde vorm te deponeren, maar ook de data te archiveren in hun meest ruwe vorm: data vóórdat variabelen zijn geconstrueerd en met name voordat de beroepen zijn gecodeerd. Deze 'ruwe data' zijn niet direct beschikbaar voor gebruikers, maar worden wel bewaard in het NSD-archief in Bergen (NO), en kunnen op verzoek – en onder strikte voorwaarden – *on site* geanalyseerd worden. De gegevens zijn in meerdere opzichten 'ruw' te noemen. Zo is het moeilijk om de verschillende datasets aan elkaar te koppelen en ontbreken in veel gevallen juist de beroepenstrings van de respondent en diens

partner. Niettemin is voor vijftien landen in R5 deze unieke informatie wel beschikbaar. Wij kennen geen enkele andere database voor vergelijkend onderzoek waarin de oorspronkelijke beroepenstrings, gecombineerd met beroepencodes, op een dergelijke schaal beschikbaar zijn.

De situatie rondom de beroepen van de vader en de moeder van de respondent in de ESS is een geheel andere. Op dit punt is, al voordat in 2002 R1 van start ging, het besluit genomen dat de NC's *niet* tot codering van de gegevens over hoefden te gaan. In plaats daarvan konden zij ook de feitelijke beroepenstrings in het NSD-archief deponeren. In de praktijk hebben de meeste landen van deze optie gebruikgemaakt, met als gevolg dat de gepubliceerde ESS-data een totaal unieke collectie van ongecodeerde beroepen van vaders en moeders bevatten. In tegenstelling tot de strings van respondenten en hun partner zijn deze strings vrij beschikbaar op de ESS data-website. Ook op dit punt bestaat geen enkel ander internationaal dataverzamelingsproject waarin zoiets aanwezig is. De achtergrond van de beslissing om beroepen van ouders niet te coderen schijnt te zijn geweest dat men veronderstelde zo een belangrijke tijdsbesparing te verkrijgen. Gegeven dat men toch de beroepen van de respondent en diens partner moest coderen, lijkt dit een argument van betrekkelijk geringe waarde.

Samen met het besluit om de strings van vader en moeder niet te coderen, en om hiervoor te compenseren, werd besloten om ook naar beroepen van vader en moeder te informeren via een toonkaart (een gesloten vraag). Deze toonkaart (zie Tabel 1, linker kolom) vertoonde in eerste instantie opmerkelijke gebreken. Terwijl veruit het meest voorkomende ouderlijke beroep in Europa 'boer' is en elke elementaire analyse van sociale mobiliteit het inzicht biedt dat intergenerationale overdracht dramatisch verschilt tussen boeren en alle andere beroepen (praktisch iedereen die boer wordt, is van boerenkomaf – dit komt in andere beroepen niet op deze schaal voor), staat de in ESS R1-R3 gebruikte toonkaart niet toe dit antwoord te kiezen. Ook andere vertrouwde en zeer belangrijke onderscheidingen in beroepen zijn niet terug te vinden in de toonkaart: er is geen helder onderscheid tussen hand- en hoofdarbeid, of tussen beroepen met hoog en laag aanzien. Verder is de betekenis van gebruikte aanduidingen als 'senior' en 'junior', 'modern' en 'traditioneel' in deze context onduidelijk. Ten slotte is er geen duidelijk rangorde in de categorieën, hetgeen het uitkiezen van het best passende antwoord bemoeilijkt. Hoewel daarmee het vermoeden rijst dat de toonkaart een slechte meting van ouderlijk beroep is, heeft de gehele situatie ertoe geleid dat we in de ESS wat betreft de ouders niet alleen de beschikking hebben over een unieke verzameling beroepenstrings, maar dat we ook nog over een onafhankelijke tweede meting van die beroepen beschikken. In het onderstaande zal berekend worden hoe slecht de toonkaart is, maar ook geïllustreerd worden dat een slechte tweede meting toch heel waardevol kan zijn.

De toonkaartmeting is niet onveranderd gebleven. Na aandringen van Ganzeboom, in zijn rol als NC voor Nederland, en een overtuigende presentatie dat de samenhang tussen de toonkaartgegevens en de beroepen die de respondenten in de open vragen hadden aangegeven over hun ouders wel heel gering was, althans in Nederland, is met ingang van R4 de toonkaart veranderd in een formaat dat sterk geïnspireerd is op een soortgelijke vraag in de ISSP 1987 (zie Ganzeboom (2005) en De Vries & Ganzeboom

Tabel 1 *Meting van beroepen van ouders via gesloten vraagstelling in ESS, R1-3 en R4-5, met daarbij gebruikte ISEI-schalingen*

R1-R3	ISEI#	R4-R5	ISEI#
Traditionele professionele beroepen zoals: accountant – advocaat – medicus – wetenschapsbeoefenaar – civiel / werktuigbouwkundig ingenieur	82	Wetenschappelijke en vakspecialistische beroepen zoals: dokter – leraar – ingenieur – kunstenaar – accountant	84
Moderne professionele beroepen zoals: leerkracht – verple(e)g(st)er – fysiotherapeut – maatschappelijk werker – welzijnswerker – artiest – musicus – politieagent (brigadier of hoger) – software ontwerper	65	Hoger leidinggevend beroep zoals: bankier – directeur in groot bedrijf – hogere ambtenaar – vakbondsvertegenwoordiger	67/69
Administratieve en intermediaire beroepen zoals: secretaresse – persoonlijk assistent – administratief medewerker – kantoorambte – medewerker in een call center – assistent in de verpleging – medewerker in een kinderdagverblijf	48	Administratieve beroepen zoals: secretariaatsmedewerker – kantoorbediende – office manager – boekhouder	48
Senior manager of bestuurders (gewoonlijk verantwoordelijk voor planning, organisatie en coördinatie van werk en financiën) zoals: financieel manager – algemeen directeur	67/69	Commerciële beroepen zoals: sales manager – winkeleigenaar – winkelbediende – verzekeringsagent	42/53
Technische en ambachtelijke beroepen zoals: monteur – bankwerker – opzichter – loodgieter – drukker – gereedschapsmaker – elektriciens – boer – tuinman – treinmachinist	43	Dienstverlenende beroepen zoals: eigenaar van een restaurant – politieagent – kelner – verpleegkundige – verzorgende – kapper	41/48
Deels routinematige handarbeid en dienstverlenende beroepen zoals: postbeambte – machinebediener – beveiligingsbeambte – conciërge – landarbeider – assistent in een cateringbedrijf – receptionist – winkelbediende	28	Geschoolde arbeider zoals: ploegbaas – automonteur – drukker – gereedschapsmaker – elektricien	43/44
Routinematige handarbeid en dienstverlenende beroepen zoals: vrachtwagenchauffeur – bestelwagenchauffeur – schoonmaker – portier – inpakker – machinenaai(st)er – koerier – arbeider – ober/serveerster – barpersoneel	23	Half geschoolde arbeider zoals: metselaar – buschauffeur – timmerman – metaalbewerker – bakker	28
Midden of junior managers zoals: kantoormanager – winkelmanager – bankmanager – manager landbouwbedrijf – restaurantmanager – magazijnchef – caféhouder	67	Ongeschoolde arbeider zoals: handarbeider – fabrieksarbeider	23
		Landbouwberoep zoals: zelfstandige boer – landarbeider – tractorbestuurder – visser	17/26

Het eerstgenoemde cijfer is voor loondienst, het tweede indien men voor eigen rekening werkzaam is.

(2008) en tabel 1, rechter kolom). In het onderstaande zal worden geanalyseerd in hoeverre deze verandering een verbetering is geweest.

Ten slotte dient nog aangegeven te worden dat de ESS, net als veel andere survey-projecten, voor een belangrijke vernieuwing staat aangaande de codering van beroep-

pen: de invoering van de nieuwe versie van de *International Standard Classification of Occupations* 2008 [ISCO-08]. Deze nieuwe classificatie is in de praktijk sinds 2010 beschikbaar, en de documentatie ervan is in 2012 afgerond met de publicatie van een uitvoerige manual (ILO, 2012). De invoering van deze nieuwe codering is aanstaande in een reeks van internationale onderzoeksprojecten en wordt in ESS ook vanaf R6 geëffectueerd. Een voor de hand liggende vraag is nu welke gevolgen deze verandering zal hebben voor de kwaliteit van de beroepsgegevens: zullen de nieuwe beroepsgegevens beter of slechter zijn dan de oude, en in hoeverre zal er sprake zijn van een trendbreuk?

Het ESS-DEVO project *Improving Social Background Measures in the European Social Survey*

Bovenstaande achtergronden zijn in 2010 voor NWO aanleiding geweest om als onderdeel van de ESS Developmental Projects [ESS-DEVO] financiering te geven aan het onderzoek *Improving Social Background Measures in the European Social Survey*. Wat de hierboven aangegeven situatie van de beroepen² aangaat, heeft dit project als doelstellingen:

- Het coderen van alle in ESS R1-R5 beschikbare beroepenstrings van vaders en moeders in ISCO-88 en de kwaliteit van de coderingen te toetsen via een meetmodel.
- Het ontwikkelen van instrumenten om de overgang van ISCO-88 naar ISCO-08 te faciliteren, in het bijzonder om beroepen gecodeerd in ISCO-88 om te zetten in ISCO-08 en schalen te ontwikkelen die in samenhang met ISCO-08 gebruikt kunnen worden om de status van beroepen te meten.

Het onderzoeksproject, dat nog loopt tot eind 2013, heeft goede vorderingen gemaakt: de bovenstaande doelstellingen zijn inmiddels grotendeels gerealiseerd. In dit artikel wordt over de behaalde resultaten verslag gedaan en worden daarover onderzoeksvragen beantwoord. Eerst wordt uit de doeken gedaan welke procedures zijn gevolgd om de beroepenstrings van vaders en moeder in ISCO-88 in R1-R5 te coderen, en hoe de conversie van ISCO-88 gegevens naar ISCO-08 in R5 is uitgevoerd. Daarna lichten we toe hoe de kwaliteit van deze coderingen onderzocht kan worden met een factor-analytisch meetmodel, dat het mogelijk maakt random en systematische meetfouten te onderscheiden. Met het gebruik van dit model geven we vervolgens antwoord op de volgende vragen:

- Hoe goed is de kwaliteit van de nieuwe ISCO-88 coderingen van de ouderlijke beroepen in ESS R1-R5?
- In hoeverre zijn verschillen in meetkwaliteit van de beroepencoderingen terug te voeren op de gevolgde procedures, in het bijzonder de selectie en training van de codeurs?
- Levert de overgang van ISCO-88 naar ISCO-08 coderingen verlies of toename van meetkwaliteit op?

De ESS beroepenstrings

De beroepenstrings van vader en moeder kunnen eenvoudig vanaf de ESS data-web-site worden gedownload als SPSS-datafiles. De strings zijn hier per land en per ronde georganiseerd, en verschijnen in lokale scripts: Cyrillisch, Grieks, Hebreeuws, maar ook in romaans alfabet met alle diakritische tekens waaraan bijvoorbeeld het Deens, Noors, Tsjechisch, Frans en Duits zo rijk zijn. Het heeft tamelijk veel moeite gekost om deze gegevens samen te voegen en in toegankelijke vorm aan de beroepencodeurs ter beschikking te stellen. De moeilijkheden komen hoofdzakelijk voort uit de beperkte en eigenaardige manier waarop SPSS met strings omgaat – met name waar het de behandeling van lokale scripts betreft. Met enige moeite zijn niettemin per land de gegevens van alle beschikbare ronden samengevoegd in een zogenaamde co-deerfile. Een dergelijk bestand verzamelt alle te coderen (en eventueel reeds gecodeerde) strings in een 'lang formaat', waarin elk te coderen beroep een *record* vormt. Codeerfiles verbreken het familieverband (je ziet niet welke vader bij welke moeder hoort) en maken het eenvoudig om de informatie te sorteren en erin te zoeken (zie verder Ganzeboom (2010)).

Alvorens de codeurs aan het werk te zetten, werden de strings alfabetisch geordend en gematcht met bronnen waarin reeds beroepenstrings met ISCO-88 codes voorkwamen. In een aantal gevallen (Nederlands, Duits, Fins, Frans) waren zulke bronnen beschikbaar, maar ze werden ook in de loop van het project opgebouwd. Zo kwamen de strings van R5 pas ter beschikking op het moment dat al een aantal landen afgerond was wat betreft R1-R4: de eerder gecodeerde gegevens werden dan een bron voor de automatische codeerslag. In andere gevallen werd gematcht met andere bronnen, in het bijzonder ook de coderingen van beroepen van respondenten en partners uit de in Bergen (NO) gedeponeerde ruwe data van respondenten en partners. Ook werden gegevens uit hetzelfde taalgebied (DE – AT– CH; BE – NL; BE – FR – CH; IE – GB; CY – GR) wederzijds als bron gebruikt. De ISCO-88 coderingen uit de bronbestanden werden alleen overgedragen wanneer een beroepsstring volledig identiek was met die van een reeds gecodeerd record. Het succes van deze automatische codeerslag hangt sterk af van de kwaliteit van de bron en de aard van de te coderen strings: onze ervaringen leren dat rond de 40% van alle beroepstitels op deze manier een min of meer correcte code toegekend kunnen krijgen. Bij sterk gestandaardiseerde en repetitieve gegevens kan dit echter wel oplopen tot 75%.

De aldus half gecodeerde verzameling strings werd aan de codeurs ter beschikking gesteld, doorgaans als een Excel-bestand. Aan elke record werd numerieke informatie toegevoegd over twee andere aspecten van het uitgeoefende beroep: (a) al dan niet zelfstandig (= in eigen bedrijf) werkzaam zijn, en (b) het aantal personen waarover men leiding geeft. Hoewel ISCO-88 in strikte zin niet gevoelig is voor deze twee kenmerken, helpt het vaak toch te bepalen wat een best passende codering is.

Voor fase twee van het project, het coderen van de beroepen uit R5 in de nieuwe classificatie ISCO-08, werden de strings van beroepen van respondent en partner op locatie uit het NSD data-archief verkregen. In veel landen is naar deze beroepen geïnformeerd via meerdere vragen, die evenzovele strings opleveren: beroepstitel, taken,

voor het beroep vereiste opleiding, en de bedrijfstak waarin men werkzaam is. Al deze informatie werd tezamen met de ouderlijke beroepen uit R5 opgenomen in de codeerfile waarmee de beroepencodeur aan de slag ging.

ISCO-88: de bestaande beroepenclassificatie en haar afleidingen

ISCO-88 (ILO, 1990) is de tot op heden veelgebruikte internationale standaardclassificatie van beroepen. Anders dan haar voorgangers (ISCO-58 en ISCO-68) is ISCO-88 het standaard meetinstrument voor beroep geworden in belangrijke internationale surveys, zoals ESS, ISSP, SHARE, EVS en PISA. In toenemende mate wordt de classificatie ook als nationale beroepencode gebruikt.

ISCO-88 is opgebouwd als een viercijferig hiërarchisch systeem, bijvoorbeeld als:

- 2000 Professionals
 - 2100 Science and Engineering Professionals
 - 2110 Physical and Earth Science Professionals
 - 2111 Physicists and Astronomers
 - 2112 Meteorologists

De onderscheiden detailleringniveaus staan bekend als *major groups* (9x), *sub-major groups* (28x), *minor groups* (116x) en *unit groups* (390x). De detailleringniveaus kunnen door elkaar gebruikt worden. Tezamen zijn er dus 543 codes om uit te kiezen. Sociologisch gezien zijn de eerste twee cijfers van de code veruit het belangrijkste; de onderscheidingen op de twee meest gedetailleerde niveaus hebben weinig sociologische relevantie. Er zijn echter een paar zeer belangrijke uitzonderingen op deze regel. Zo kan men boeren (1311) alleen maar onderscheiden van andere kleine zelfstandigen door de volle vier cijfers te gebruiken, en heeft men het derde cijfer nodig om verpleegsters (2230) en medici (2220) uit elkaar te halen.

Met beroepencodes alleen kun je in sociologisch onderzoek nog niet zo veel doen: het zijn de afleidingen naar *beroepsstatus* die in feite in statistische modellen geanalyseerd worden. Beroepsstatus dient hier breed te worden opgevat, omdat er veel verschillende overtuigingen leven over welke afleiding het beste en meest relevant is. Globaal genomen bestaan er drie typen afleidingen:

- Het beroepsprestige: dit is hoe men een beroep evalueert. Een internationale prestigeschaal is voor het eerst opgesteld door Treiman (1977) op basis van ISCO-68, en deze is naderhand door Ganzeboom & Treiman (1996, 2003) gegeneraliseerd naar ISCO-88.
- Sociaal-economische index [SEI] van beroepsstatus: net als bij prestige worden in een SEI-index beroepen naar een continue score geschaald, maar nu op basis van samenhang met criteriumvariabelen, in het bijzonder de opleiding en het inkomen van beroepsbeoefenaren. Een SEI-index kan geïnterpreteerd worden als het aspect van beroepen dat ervoor zorgt dat er inkomensverschillen tussen lager en hoger opgeleiden bestaan. Een internationale SEI-index [ISEI] is voor ISCO-68 ontwikkeld door Ganzeboom e.a. (1992) en vervolgens opnieuw voor ISCO-88 door Ganzeboom & Treiman (1996, 2003).

- Sociale klassen: indelingen van beroep naar discrete categorieën, meestal op basis van een combinatie van beroepstitel met de kenmerken zelfstandigheid en leidinggevendheid. Het meest gebruikte (EGP-)schema is ontwikkeld door Erikson, Goldthorpe & Portocarero (1979), en Ganzeboom e.a. (1992, 1996, 2003) geven aan hoe de afleiding daarvan geconstrueerd kan worden uit ISCO. Recent is door Rose & Harrison (2010) een beperktere indeling voorgesteld (European Socio-Economic Classes: ESEC) die min of meer hetzelfde doet.

ISCO-08: de nieuwe beroepenclassificatie

ISCO-08 is door de International Conference of Labour Statisticians en de International Labour Organisation, die de internationale beroepenclassificatie in beheer hebben, aangekondigd als een *minor revision* van ISCO-88. Achter deze wat bedrieglijke formulering gaan allerlei zaken schuil. Op het eerste gezicht lijkt ISCO-08 identiek aan ISCO-88 wat betreft de hoofdingeling (*major groups*) en stemmen ook zeer veel *sub-major groups* overeen met de eerdere indeling. Nadere bestudering leert dat de nieuwe classificatie gedetailleerder is dan de vorige (ca. 10% meer aanduidingen) en ook dat buiten de major groups nagenoeg alle codegetallen zijn veranderd (Ganzeboom & Treiman, 2013). Ongeveer 50% van alle beroepsgroepen is van inhoud of systematiek veranderd. Veel veranderingen zijn vanuit sociologisch gezichtspunt betrekkelijk marginaal. Onder alle veranderingen zitten echter ook een paar substantiële, die de nieuwe classificatie onvergelijkbaar maken met de vorige. De belangrijkste substantiële veranderingen zijn:

- Op een aantal plaatsen in de indeling is ruimte gegeven aan beroepen die in belangrijke mate of uitsluitend leidinggevend zijn, ook op een lager statusniveau. Voorbeelden zijn de komst van *Production Supervisors*, *Office Supervisors* en *Shop Supervisors*, en het onderscheid tussen officiersrangen bij militaire beroepen. ISCO-08 maakt het weer mogelijk veel voorkomende beroepen als ‘ploegbaas’, ‘voorman’ en ‘uitvoerder’ (en vele andere) eenduidig te coderen. Dat was niet mogelijk in ISCO-88 (wel in ISCO-68).
- De indeling van leidinggevende (*management*) beroepen is ingrijpend veranderd. ISCO-88 maakt alleen onderscheid tussen managers die leiding geven aan een afdeling van een organisatie en managers die leiding geven aan een gehele organisatie, dan wel aan een kleine organisatie zonder afdelingen. In ISCO-08 is management opgedeeld naar de aard van de verantwoordelijkheden: er zijn hogere leidinggevendenden en lagere, en er is een aparte plaats ingebouwd voor management in de horeca. De nieuwe logica is evenmin dwingend als de oude, maar de nieuwe indeling lijkt wel beter aan te sluiten bij de termen waarin ondervraagden over beroepen rapporteren.
- De codering van zelfstandige boeren is eenduidiger geworden. Door de ISCO-08 indeling is specifiek het probleem opgelost dat boeren niet onderscheiden kunnen worden van andere kleine zelfstandigen en leidinggevendenden in het kleinbedrijf wanneer men de codering beperkt tot de eerste twee cijfers.

- De codering van de zelfstandige winkeliers is daarentegen nog ambiguër geworden dan deze al was. Winkeliers zijn nu in een enkele minor group samengevoegd met toezichthoudend personeel in winkels en winkelbedienden, slechts onderscheiden in het vierde codecijfer.

Opmerkenswaardige, maar minder belangrijke, algemene trends in de herziening zijn verder:

- Er zijn talloze nieuwe beroepen op ICT-gebied onderscheiden, zoals bijvoorbeeld *webdesigner* en *ICT teacher*.
- De hoeveelheid onderscheidingen in de ambachtelijke industrie is daarentegen drastisch verminderd.
- Bij de elementaire beroepen (schoonmaak, bewaking, eenvoudige productie-arbeid) zijn er juist meer onderscheidingen ingevoerd.
- In een opmerkelijk aantal gevallen zijn beroepen ingevoegd die in ISCO-88 verwijderd waren ten opzichte van haar voorganger ISCO-68: fietsenmaker, pompbediende, keukenhulp, et cetera. Hoewel het nergens aangekondigd is, is het duidelijk dat men bij de *minor revision* ook fouten in de vorige herziening heeft willen goedmaken, soms tot op het overdrevene af. Zo onderscheidt men nu vier categorieën van *subsistence* (= op zelfvoorziening gerichte) *farmers*, hoewel het idee van specialisatie toch intrinsiek strijdig lijkt te zijn met de aard van dit beroep.

Zoals ook bij ISCO-88 het geval was, hebben de viercijferige beroepencodes van ISCO-08 geen directe betekenis bij analyses. Afgeleide schalen voor prestige (SIOPS-08), sociaal-economische status (ISEI-08) en sociale klasse (ISEC-08) zijn inmiddels geconstrueerd door Ganzeboom & Treiman (2013). Omdat deze afleidingen hebben plaatsgevonden met behulp van gegevens (afkomstig uit de ISSP 2000-2008) die zelf nog niet in ISCO-08 waren gecodeerd, maar waarin substitueert ISCO-08 codes geconstrueerd werden via conversie, is het dubbel coderen van de ESS R5 gegevens in zowel ISCO-88 als ISCO-08 een eerste grootschalige toets voor de kwaliteit van de afgeleide schalen. Tabel 2 geeft een overzicht van de beide ISEI-schalingen, waar het de major groups van de beide classificaties aangaat. De verhuizing van de winkeliers van 1000 naar 5000 wordt hierin zichtbaar door de stijging van het gemiddelde ISEI van hoofdgroep 1000.

Tabel 2 *Major groups van de International Standard Classification of Occupations, met ISEI-88 en ISEI-08 schaling*

		ISEI-88	ISEI-08
1000	Leidinggevende functies	55	64
2000	Intellectuele, wetenschappelijke en artistieke beroepen	70	78
3000	Technici en vakspecialisten	54	57
4000	Administratief personeel	45	43
5000	Dienstverlenend personeel en verkopers	40	30
6000	Geschoolde landbouwers, bosbouwers en vissers	23	20
7000	Ambachtlieden	34	29
8000	Bedieningspersoneel van machines en installaties, assembleurs	31	26
9000	Elementaire beroepen	20	18

De categorietitels zijn ontleend aan de ISCO-08 classificatie (EU-vertaling)

Werving, training en begeleiding van codeurs

Codeurs werden geworven via open sollicitatie en netwerkcontacten. De grootste groep bestond uit buitenlandse studenten in Amsterdam, maar ook een aantal in het buitenland woonachtige studenten en collega-onderzoekers verleenden medewerking aan het codeerwerk. Er werden geen andere ingangseisen gesteld dan ambitie, competentie in de betreffende taal, vaardigheid in het manipuleren van Excel-bestanden en beschikking over een internetverbinding. In het hierna volgende zullen we analyseren of de achtergronden van de codeurs van invloed zijn geweest op de verkregen resultaten. We verdelen de codeurs daartoe in twee groepen:

- *Naïeve codeurs*: dit zijn in doorsnee buitenlandse studenten in Amsterdam die geen enkele sociaal-wetenschappelijke ervaring hadden.
- *Professionele codeurs*: personen die al eerder beroepen gecodeerd hadden of als sociaal-wetenschappelijk onderzoeker werkzaam zijn. Hieronder worden ook de hoofdonderzoeker zelf en de bij het onderzoek betrokken assistenten gerekend.

De groep van naïeve Amsterdamse codeurs werd opgeroepen voor een gezamenlijke training van twee-drie uur, de professionele codeurs verzorgden deze training of werden, voor zover het personen in het buitenland betrof, via Skype en e-mail individueel geïnstrueerd. De training voor de naïeve codeurs had de volgende elementen:

- Een algemene introductie in het project en de aard van de gegevens.
- Een gedetailleerde behandeling van de structuur van ISCO-88, met een stipulering van bekende moeilijke problemen, in het bijzonder: management, boeren, onderscheid tussen professionals en semi-professionals.
- Een instructie in de logistiek van het project, in het bijzonder hoe contact te houden met het projectmanagement, betaling, et cetera.

De codeurs werkten voor een standaardtarief van 12 euro per uur, waarbij we ervan uitgingen dat zij gemiddeld tweehonderd beroepen per uur zouden kunnen beoordelen. Of deze gemiddelde tariefstelling redelijk zou overeenstemmen met de feitelijke voortgang was vooraf moeilijk te voorspellen, omdat dit afhing van twee voor ons onbekende grootheden: de aard van de te coderen strings en de kwaliteiten van de codeur. Veruit het moeilijkste bestand bleek uiteindelijk het Franse te zijn: hierop beten meerdere Franstalige codeurs hun tanden stuk en het werd uiteindelijk afgerond door een Nederlandse student Frans. De codeur zelf bleek een factor van belang: de Poolse strings leken bijzonder ingewikkeld en de aanvankelijk aangestelde codeur maakte maar moeizaam voortgang. Een nieuw aangestelde codeur kon het echter wel binnen het standaard tijdschema. We vroegen de codeurs ook zelf hun tijd bij te houden. In een enkel geval hebben we de beloning wat ruimer bemeten.

Codeurs verrichtten hun werkzaamheden onafhankelijk van elkaar, volgden hun eigen tijdschema en werkten op hun eigen computer. Zij werden verzocht moeilijke punten terug te rapporteren; hiervan werd spaarzaam gebruikgemaakt. Bij inlevering van de gecodeerde gegevens werd een controle uitgevoerd op compleetheid en geldigheid van alle codes. Vervolgens werden de gegevens in een correlatieel model in

verband gebracht met opleidingen van beide ouders en de beroepen en opleidingen van respondenten en partners. Het eerste punt van controle in deze fase was dan om de opleiding-beroepscorrelaties van beide ouders te vergelijken met die van de respondent en diens partner. Deze moesten in dezelfde orde van grootte zijn, anders was er reden tot zorg. Deze controles leidden tot feedback aan de codeur, waarbij een aantal moeilijke punten nog eens werd doorgenomen. In andere gevallen zochten we een tweede codeur voor correctie of een tweede codering.

Bij deze feedbackwerkzaamheden werden we erg ondersteund door de gegroeide mogelijkheden van automatische vertaling: het is tamelijk eenvoudig geworden om via Google Translate alle strings te vertalen. Dit levert weliswaar in een aantal gevallen oninterpreteerbare resultaten op, maar heel vaak is deze vertaling toch een bruikbaar handvat gebleken voor communicatie met de codeur. In de loop van het project zijn we ons zelfs gaan realiseren dat we ook een andere lijn van werken hadden kunnen volgen, namelijk om de codeurs te vragen om een automatische vertaling in het Engels te herzien. In het begin van het project leek dit ons een onhaalbare manier van werken, maar we zijn er anders over gaan denken. Als we alles hadden laten vertalen, waren de kosten niet veel hoger uitgevallen en was controle achteraf voor iedereen veel gemakkelijker geweest.

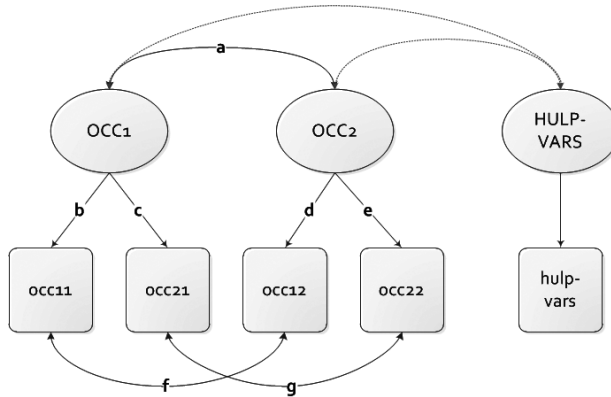
Doordat (a) de werkzaamheden over zoveel codeurs en langere tijd gespreid waren, (b) niet alle codeurs hun werk afmaakten en (c) een aantal mensen *offshore* en om niet werkte, kunnen we geen exacte rapportage geven hoeveel tijd de codeurs in totaal besteed hebben. Onze beste schatting is dat de codeurwerkzaamheden zelf (inclusief training en contacttijd) tussen de 1.600 en 2.000 uur gekost hebben. Daarnaast is het project bemenst geweest door een halftime assistent en heeft ook de hoofdonderzoeker veel tijd besteed aan instructie, datapreparatie en -verwerking. Tabel 2 geeft een overzicht van de gecodeerde gegevens per ronde per land.

Kwaliteit van de gegevens

De kwaliteit van de aldus verkregen coderingen wordt beoordeeld op basis van een factor-analytisch meetmodel waarvan de globale structuur is weergegeven in Figuur 1. In de afgebeelde vorm heeft het model betrekking op twee beroepen, die beide via twee indicatoren worden gemeten. De invulling hiervan wordt in eerste instantie gevormd door de beroepen van de vader en de moeder, die beide zowel worden gemeten via de gesloten vraagstelling als door de door ons gecodeerde strings. Een andere invulling van de indicatoren is codering in ISCO-88 dan wel ISCO-08 (en de bijbehorende schalingen ISEI-88 en ISEI-08), of codering via twee parallel werkende codeurs. Het model is nu weergegeven voor twee beroepen, maar kan gemakkelijk worden uitgebreid naar meerdere beroepen.

In het elementaire model met twee beroepen en dubbele indicatoren zijn zeven te schatten parameters weergegeven: [a] is de latente correlatie tussen de beide beroepen, [b] en [d] zijn de meetcoëfficiënten van de eerste indicator, [c] en [e] zijn de meetcoëfficiënten van de tweede indicator, en [f] en [g] zijn gecorreleerde residuen tussen eenzelfde indicator van verschillende beroepen. Door de aanwezigheid van residuele

Figuur 1 Het elementaire MTMM meetmodel



Latente variabelen (OCC1, OCC2) in ovaal, geobserveerde variabelen (occ11 - occ22) in vierkant.

correlaties [f] en [g] is het meetmodel equivalent met een MTMM (Multi Trait Multi Method) model (Saris & Gallhofer, 2007). Omdat tussen vier geobserveerde indicatoren maar zes correlaties bestaan, is het duidelijk dat het model in deze vorm niet geïdentificeerd is. Er zijn voor de hand liggende manieren om het aantal te schatten parameters te beperken. Zo geven de restricties [b]=[d] en [c]=[e] weer dat het meetmodel voor beide beroepen gelijk is: we veronderstellen dan effectief dat de open en gesloten manieren van meten hetzelfde werken voor vaders en moeders. Hoewel we op die manier vijf te schatten parameters overhouden, maakt dat het model nog niet geïdentificeerd indien we ook gecorreleerde residuen [f] en [g] willen schatten. Als we daarentegen veronderstellen dat de gecorreleerde residuen verwaarloosbaar zijn ([f] = [g] = 0), zijn de overblijvende vijf parameters wel geïdentificeerd. Deze residuen zijn echter inhoudelijk relevant. Een andere manier om identificatie te verkrijgen is het model uit te breiden met hulpvariabelen: kenmerken die met beroepen gecorreleerd zijn. Daarvoor staan ons veel mogelijkheden ter beschikking: van al deze betrokken personen hebben we een opleidingsmeting, en ook het huishoudinkomen is een goede kandidaat voor een dergelijke identificerende hulpvariabele. Met inzet van een of meerdere hulpvariabelen zijn alle zeven effecten [a] tot en met [g] afzonderlijk geïdentificeerd.

Tabel 3 geeft de parameterschattingen voor modellen berekend over alle 33 landen en vijf ronden van dataverzameling: de totale ESS-dataset. De effecten zijn berekend via *MLMV estimation* in Stata12 (een efficiënte manier om met missende waarden om te gaan), maar zouden er hetzelfde uitzien in LISREL 8.8 (FIML) of Mplus. In Model 1 schatten we het meetmodel met slechts één identificerende hulpvariabele (beroep respondent). In Model 2 voegen we nog vier hulpvariabelen toe (opleidingen van respondent, vader en moeder, en het huishoudinkomen). Model 1 laat zien dat de meetcoëfficiënten voornamelijk uiteenlopen tussen de toonkaartmeting (fcrude, mcrude) en de gecodeerde meting (fisco88, misco88). Voor vader en moeder is het beeld juist

Tabel 3 Meetkwaliteit geschat in twee modellen die verschillen naar hulpvariabelen. Volledig gestandaardiseerde parameters (met standaardfout)

	Model 1 R1-R5	Model 1a R1-R3	Model 1b R4-R5	Model 2 R1-R5	Model 2a R1-R3	Model 2b R4-R5
[b] FOCC → fisco88	0,847 (0,0025)	0,850 (0,0039)	0,845 (0,0031)	0,827 (0,0012)	0,826 (0,0018)	0,829 (0,0016)
[c] FOCC → fcrude	0,776 (0,0023)	0,703 (0,0036)	0,862 (0,0031)	0,794 (0,0012)	0,724 (0,0019)	0,877 (0,0014)
[d] MOCC → misco88	0,853 (0,0031)	0,862 (0,0049)	0,841 (0,0036)	0,816 (0,0016)	0,815 (0,0024)	0,817 (0,0020)
[e] MOCC → mcrude	0,761 (0,0030)	0,688 (0,0042)	0,849 (0,0036)	0,781 (0,0015)	0,707 (0,0025)	0,861 (0,0018)
[a] FOCC ↔ MOCC	0,664 (0,0024)	0,651 (0,0037)	0,673 (0,0031)	0,655 (0,0023)	0,645 (0,0037)	0,662 (0,0031)
[f] fisco88 ↔ misco88	0,091 (0,0096)	0,100 (0,0156)	0,081 (0,011)	0,129 (0,0049)	0,141 (0,0076)	0,123 (0,0062)
[g] fcrude ↔ mcrude	0,278 (0,0048)	0,321 (0,0037)	0,167 (0,011)	0,267 (0,0040)	0,318 (0,0048)	0,124 (0,0079)
L2	10,1	5,4	11,3	493,4	480,7	93,0
Ndf	1	1	1	9	9	9
N	247452	135839	111613	251324	137805	113519

Stata commando's:

Model 1: sem (FOCC → zfisei) (FOCC → zfosei) (MOCC → zmisei) (MOCC → zmosei) (OCC → zisei@1) if essround > 0, standardized var(e,zisei@0) method(mlmv) cov(e,zfosei*e,zmosei) cov(e,zfisei*e,zmisei)
 Model 2: sem (FOCC → zfisei) (FOCC → zfosei) (MOCC → zmisei) (MOCC → zmosei) (OCC → zisei@1) (EDUC → zeducyr@1) (HINC → zlnhinc) (FED → zfeducyr) (MED → zmeducyr) if essround > 0, standardized method(mlmv) cov(e,zfosei*e,zmosei) cov(e,zfisei*e,zmisei) var(e,zisei@0) var(e,zeducyr@0) var(e,zlnhinc@0) var(e,zfeducyr@0) var(e,zmeducyr@0)

lsei is de schaling van gedetailleerde beroepen (isco-88), osei van de toonkaartberoepen (crude) (zie Tabel 1)

min of meer hetzelfde. De gecodeerde gegevens leveren een betere meting op dan de voorgecodeerde vraag: het verschil (0,85 versus 0,77) heeft als interpretatie dat elke correlatie geschat met de gecodeerde gegevens ruim 10% hoger uitvalt dan wanneer je de toonkaartmeting gebruikt. Het verschil is statistisch significant en inhoudelijk relevant. Tegelijk kun je je erover verbazen dat de toonkaartmeting nog zo goed uitpakt. Verder impliceren dezelfde cijfers dat de gecodeerde gegevens weliswaar 10% betere informatie leveren dan de toonkaartmeting, maar tegelijkertijd toch nog 15% afzwakking van ware effecten opleveren. Hier komt de betekenis van een tweede meting naar voren: ook al is een meting goed, ze is nooit perfect. De enige manier om daarachter te komen en de meetfouten uiteindelijk te corrigeren is het opnemen van een tweede meting, ook al is dat een slechte(re).

Er is nog iets bijzonders aan de toonkaartmeting, en dat is de omvangrijke gecorrigeerde residu-term. Dit betekent dat antwoorden op de toonkaarten voor vader en moeder vaker op dezelfde of soortgelijke manier gekozen zijn dan op basis van de gecodeerde open antwoorden en de samenhangen met de hulpvariabelen verwacht wordt. Een interpretatie van deze correlatie als een systematische meetfout ligt voor

de hand: niet wetende hoe op de mysterieuze toonkaart-categorieën te reageren, hebben de respondenten uiteindelijk voor vader en moeder maar hetzelfde uitgekozen. Een optimistische interpretatie is echter ook denkbaar: de toonkaart brengt iets over de ware samenhang in beroepsbeoefening van vaders en moeders in beeld dat verloren gaat in de beroepenstrings. De interpretatie als meetfout lijkt ons echter aannemelijker.

Model 1a en Model 1b schatten hetzelfde model, maar nu voor R1-R3 en R4-R5 apart. Deze modellen laten zien welk verschil de invoer van de nieuwe toonkaartmeting in R4 heeft gemaakt. Dat is aanzienlijk: vanaf R4 is de meetkwaliteit van de toonkaartmeting minstens zo goed als die van de gecodeerde beroepen (circa 0,85). Ook daarover kun je je verbazen: hoe kan het zo zijn dat een eenvoudige toonkaartmeting minstens zo goed is als onze moeizaam gecodeerde gedetailleerde beroepen? Overwegingen hierover worden behandeld door Ganzeboom (2005) en De Vries & Ganzeboom (2008), waar dezelfde bevinding wordt gedaan ten aanzien van andere databronnen, namelijk respectievelijk de ISSP 1987, waarin de tweede ESS toonkaart voor het eerst is toegepast, en de ISSP-NL (meerdere ronden sinds 1996) waarin deze toonkaart ook gebruikt is. De overwegingen komen erop neer dat het geven, verwerken en coderen van open antwoorden nu eenmaal op meerdere plaatsen en sequentieel gevoelig is voor random meetfouten: kleine foutjes blijven doorwerken in het proces en na verschillende stapjes kan dit behoorlijk cumuleren. De toonkaartmeting is minder gevoelig voor random verstoringen omdat de weg tussen het beroep van de respondent en de datamatrix uit veel minder stappen bestaat. De keerzijde hiervan kan zijn dat toonkaartmetingen gevoeliger zijn voor systematische meetfouten. Dit blijkt ook in R4-R5 nog steeds zo te zijn. Wel is in deze ronden de gecorreleerde residu-term dramatisch in omvang afgenomen en benadert deze inmiddels die van de gecodeerde open beroepenvraag.

Er is nog iets opmerkenswaardig in de vergelijking tussen Model 1a en 1b: de standaardfouten van de coëfficiënten zijn in 1b afgenomen, terwijl het aantal observaties juist kleiner is. Hoewel het invoeren van een betere tweede meting nauwelijks verschil maakt in de puntschatting van de meetkwaliteit van de eerste meting, vergroot het wel de precisie waarmee deze meetkwaliteit geschat wordt! Statistische significantie is in deze meetmodellen met zoveel eenheden natuurlijk geen interessante vraag, maar dat zal veranderen op het moment dat we de schattingen binnen kleinere steekproeven moeten doen.

Model 2 is uitgebreider: naast beroep respondent zijn nu nog vier andere hulpvariabelen toegevoegd: opleidingen van respondent, vader en moeder, en het huishoudinkomen van de respondent. Alle hulpvariabelen zijn enkelvoudig gemeten en hun onderlinge correlaties zijn perfect gefit – hun enige werking is dat ze ook meehelpen de meetcoëfficiënten van de twee metingen van vaders en moeders beroep te identificeren. Het meest spectaculaire effect van het gebruik van meer hulpvariabelen is dat de standaardfouten ongeveer halveren en dat de effecten dus met veel meer precisie gemeten zijn: meer metingen hebben hier dezelfde uitwerking als meer eenheden! Model 2 is daarom informatiever, met name wanneer we het in een kleinere dataset schatten. In Model 2a en Model 2b worden de exercities herhaald voor de twee vari-

anten van de toonkaart. De conclusies blijven hetzelfde: de tweede toonkaart is aanzienlijk beter dan de eerste, en de inzet van meer hulpvariabelen helpt in het efficiënter schatten van de meetcoëfficiënten.

We hebben het model ook per land per ronde geschat. De geschatte parameters (waarvan de in Tabel 3 aangegeven waarden de gemiddelden zijn) zijn vervolgens in een meta-analyse in verband gebracht met de volgende voorspellers:

- land en ronde;
- vader versus moeder;
- codeur: professionele versus naïeve codeurs.

Bij de resultaten in Tabel 4 is de eerste en belangrijkste conclusie dat er een indrukwekkende gelijkenis optreedt tussen de verschillende ronden en landen: eigenlijk is het nergens fout gegaan. Ook zijn de verschillen tussen de vader- en moeder-coderingen niet groot. De aard van de codeur heeft weinig invloed en dat laat zien dat het heel goed mogelijk is om met min of meer ongetrainde codeurs aan de slag te gaan. Daarin zit een selectie-effect: de slechtere codeurs hebben snel opgegeven of zijn vervangen door andere.

Tabel 4 geeft ook een inzicht in hoe de meetkwaliteit van de gesloten vraagstelling per land en ronde verschilt. Opnieuw valt op dat het hiermee eigenlijk redelijk meevalt, met twee uitzonderingen: Turkije en Nederland. Het gebruikte model verhuult overigens dat de meting in R1-R3 in Nederland nog veel beroerder was. De overtuigende presentatie waarmee Ganzeboom in 2007 de ESS ertoe bracht van toonkaart te wisselen, berustte achterafgezien op een toevalstreffer.

Twee codeurs

In een beperkt aantal gevallen zijn dezelfde gegevens door meerdere codeurs geclassificeerd. Omdat het al moeilijk genoeg was om een enkele codeur voor elk taalgebied te vinden, is dit in de praktijk beperkt gebleven, namelijk tot het Grieks (Cyprus en Griekenland), Italiaans, Sloveens, Lets en Zweeds. Soms is het databestand helemaal dubbel gecodeerd, soms alleen maar random delen met enige overlap. Voor de schatting van de parameters van het meetmodel maakt dat niet zo vreselijk veel uit. We kunnen nu hetzelfde model schatten voor gegevens waarin de beide codeurs de invulling van de indicatoren vormen. Tabel 5 geeft de schatting van deze parameters. Er doet zich maar één geval voor waarin de ene codeur het significant beter doet dan de andere: Letland. In de meeste gevallen liggen de codeurs dicht tegen elkaar aan in kwaliteit. De geschatte meetcoëfficiënten zijn rond de 0,93. Merk op dat dit getal uitsluitend een schatting is van de *door codeurs* aangebrachte meetfouten – omdat de toonkaartmeting in deze modellen niet meedoet, is dit niet gelijk aan de totale meetfout die in Tabel 2 werd gerapporteerd. De 15% totale meetfout is voor ongeveer de helft het gevolg van variantie tussen de codeurs, de rest is elders in het dataverzamings- en dataverwerkingsproces ontstaan.

Tabel 4 *Determinanten van meetkwaliteit van gecodeerde beroepen en toonkaart-beroepen*

		GECODEERDE BEROEPEN				TOONKAARTBEROEPEN			
		VADER		MOEDER		VADER		MOEDER	
		[b]	se	[d]	se	[c]	se	[e]	se
AT	Oostenrijk	,791	,054	,801	,060	,708	,111	,687	,110
BE	België	,770	,054	,791	,060	,711	,111	,677	,110
BG	Bulgarije	,897	,039	,900	,043	,782	,080	,788	,079
CH	Zwitserland	,796	,054	,760	,060	,821	,111	,739	,110
CZ	Cyprus	,768	,039	,753	,043	,705	,080	,680	,079
CZ	Tsjechië	,872	,035	,887	,039	,698	,073	,672	,072
DE	Duitsland	,814	,054	,803	,060	,797	,111	,751	,110
DK	Denemarken	,798	,054	,755	,060	,702	,111	,682	,110
EE	Estland	,842	,056	,860	,062	,736	,115	,743	,114
ES	Spanje	,807	,050	,821	,055	,621	,102	,651	,101
FI	Finland	,821	,050	,800	,055	,706	,102	,638	,101
FR	Frankrijk	,746	,034	,687	,037	,687	,069	,594	,069
GB	Groot-Brittannië	,730	,050	,706	,055	,725	,102	,756	,101
GR	Griekenland	,871	,035	,851	,039	,757	,073	,720	,072
HR	Kroatië	,827	,044	,861	,049	,769	,090	,748	,090
HU	Hongarije	,792	,050	,815	,055	,820	,102	,812	,101
IE	Ierland	,775	,054	,764	,060	,713	,111	,703	,110
IL	Israël	,837	,038	,772	,042	,734	,078	,692	,077
IS	IJsland	,815	,053	,802	,059	,812	,110	,880	,109
IT	Italië	,768	,058	,766	,065	,822	,120	,812	,119
LT	Litouwen	,786	,044	,868	,049	,800	,090	,761	,090
LU	Luxemburg	,783	,058	,740	,065	,839	,120	,749	,119
LV	Letland	,817	,042	,859	,047	,789	,087	,797	,086
NL	Nederland	,802	,054	,769	,060	,545	,111	,525	,110
NO	Noorwegen	,814	,034	,763	,037	,783	,069	,758	,069
PL	Polen	,859	,050	,908	,055	,738	,102	,702	,101
PT	Portugal	,885	,054	,900	,060	,679	,111	,687	,110
RO	Roemenië	,808	,042	,845	,047	,671	,087	,609	,086
RU	Rusland	,810	,039	,850	,043	,802	,080	,763	,079
SE	Zweden	,830	,034	,771	,037	,787	,069	,760	,069
SI	Slovenië	,759	,035	,813	,039	,774	,073	,772	,072
SK	Slowakije	,789	,036	,814	,040	,807	,074	,793	,074
TR	Turkije	,886	,059	,851	,076	,567	,122	,584	,121
UA	Oekraïne	,816	,050	,898	,056	,802	,104	,775	,103
ESS-ronde									
	ESS-R1	0	ref	0	ref	0	ref	0	ref
	ESS-R2	,006	,014	,008	,015	-,064	,028	-,044	,028
	ESS-R3	,006	,014	,016	,016	-,047	,029	-,035	,029
	ESS-R4	-,002	,013	,000	,015	,118	,028	,136	,027
	ESS-R5	-,004	,015	-,006	,017	,122	,031	,134	,030
Kwaliteit codeur									
	Pro	,010	,024	,000	,027	,016	,049	,010	,049

We voegen nog twee observaties toe over de situaties waarin we met twee codeurs gewerkt hebben:

- Onze modelschattingen maken duidelijk dat er substantiële codeur-onbetrouwbaarheid is. Nog niet zo duidelijk is wat je daarmee nu precies moet doen. Als de ene codeur beter is dan de andere, is de keuze nog voor de hand liggend. Maar onze proefnemingen laten zien dat in de meeste gevallen de twee codeurs allebei

een stukje ware variantie pakken. In die gevallen zou het voor de hand liggen om een derde codeur in dienst te nemen, die per record een keuze maakt tussen de beide andere. Dit is in één geval – Italië – ook zo gedaan (de derde codeur was een professionele socioloog). De uiteindelijke keuze bleek wel beter dan de beide alternatieven, maar uiteindelijk ook niet perfect. Dat suggereert weer dat het beter is om een latente-variabelen-model te gebruiken, waarin beide coderingen in combinatie worden gebruikt.

- Echter, als we gecodeerde beroepen met een toonkaartmeting combineren in een model met latente variabelen, is het eigenlijk niet meer zo interessant een zo goed mogelijke codering van de open gegevens te verkrijgen. Verbetering van de codering heeft alleen maar een fractionele verbetering van de geschatte parameters tot gevolg, en deze gevolgen beperken zich tot de geschatte standaardfouten. In plaats van twee codeurs is het veel beter om twee vragen te stellen, een open en een gesloten, een design dat door een wonderlijk toeval in de ESS gerealiseerd is.

Tabel 5 *Meetkwaliteit van dubbele coderingen, gepoolde schatting op basis van gelijkstelling vader en moeder*

	correlatie [a]	[b]=[d] codeur A	[c]=[e] codeur B
CY	0,876	0,939	0,901
GR	0,867	0,924	0,923
IT	0,880	0,958	0,918
LV	0,818	0,937	0,849
SE	0,950	0,960	0,980
SI	0,915	0,964	0,951

ISCO-08 en ISEI-08: naar een nieuwe classificatie en een nieuwe schaling

Zoals opgemerkt is de codering van de ESS-gegevens naar de nieuwe ISCO-08 classificatie beperkt tot landen die in R5 ook strings hebben gedeponereerd voor de beroepen van de respondent en diens partner. Dit bleek uiteindelijk voor vijftien landen het geval. We rapporteren hier over de acht landen waarvoor de ISCO-08 codering tot op heden is afgerond. De beperking tot R5 gegevens is ingegeven door de gedachte dat de nieuwe classificatie vooral van betekenis zou moeten zijn voor actuele beroepsgegevens: de gegevens van vader en moeder hebben betrekking op het tijdstip dat de respondent vijftien jaar oud was, ongeveer dertig jaar geleden. Onder vaders en moeders treffen we bijvoorbeeld weinig tot geen webdesigners aan en je kunt je afvragen of de nieuwe classificatie hier verbetering kan brengen. De codeerprocedure voor deze fase verliep als volgt:

- Er is nu een codeerfile geproduceerd met beroepen van vier personen: vader, moeder, respondent, partner. Ieder record is ook hier voorzien van een indicatie van zelfstandigheid (0/1) en leidinggevendheid (aantal ondergeschikten). Voor

respondenten en partner zijn vaak meer strings (tot vier) beschikbaar. Deze zijn allemaal aan de codeerfile toegevoegd.

- Vervolgens werd een automatische conversieslag gemaakt. De automatische conversieslag geeft de meest aannemelijke ISCO-08 bestemming bij elke ISCO-88 categorie. Bovendien werd een indicator (*howmany*) gecreëerd die aangeeft hoeveel andere bestemmingen ook mogelijk waren geweest. Dit maakt de codeur erop alert eens goed in de manual te kijken. De automatische conversieslag berust op informatie in de ISCO-08 manual.
- Daarna was de codeur aan de beurt: deze bekeek alle records vanuit de gekozen ISCO-08 codering en besloot of herziening een goed idee zou zijn. De codeurs voor deze fase van het project werden opnieuw opgeroepen voor een trainingssessie van circa twee uur. Hierin deden we uit de doeken hoe ISCO-08 zich verhoudt tot ISCO-88. We vroegen de codeurs alle automatisch gegenereerde ISCO-08 codes te bekijken en eventueel te herzien, ook als er een een-op-een relatie met de aanvankelijke ISCO-88 codering was (*howmany=0*).

In het navolgende maken we een vergelijking tussen de aanvankelijke ISCO-88 gegevens en nieuw toegevoegde ISCO-08 gegevens. Bij deze vergelijking zijn diverse overgangen in het spel:

- Allereerst kunnen we een vergelijking maken tussen de ISCO-88 gegevens en de automatisch geconverteerde ISCO-08 gegevens. Deze vergelijking heeft betrekking op een situatie die zich in de toekomst veelvuldig zal voordoen in onderzoek: ISCO-88 wordt automatisch geconverteerd naar ISCO-08 zonder dat de oorspronkelijke strings beschikbaar zijn.
- Vervolgens kunnen we een vergelijking maken tussen ISCO-88 en ISCO-08 zoals herzien door onze codeurs. Equivalent is een vergelijking te maken tussen de automatisch gegenereerde ISCO-08 coderingen en door codeurs herziene coderingen. Deze vergelijkingen leveren een indicatie of een dergelijke herziening inderdaad wat toevoegt. Hierbij moeten we ons wel realiseren dat het verschil niet alleen kan worden teruggevoerd op verschillen in kwaliteit tussen de ISCO-88 en ISCO-08 classificaties, maar ook op voortschrijdend inzicht van onze codeurs die in feite de aanvankelijk in ISCO-88 gegeven codering anders interpreteren in het licht van de ISCO-08 classificatie.
- Vergelijking vindt opnieuw plaats met behulp van de ISEI, maar ook hier zijn twee alternatieven mogelijk: we kunnen ISEI-88 vergelijken met ISEI-08, maar ook voor zowel ISCO-88 als ISCO-08 de ISEI-08 schaling gebruiken. Deze vergelijking geeft een inzicht in hoeverre veranderingen in meetkwaliteit terug zijn te voeren op verandering in kwaliteit van de beide ISEI-schalen.

Tabel 6 Meetkwaliteit van coderingen in ISCO-88 en ISCO-08, gepoolde schatting op basis van gelijkstelling meetcoëfficiënt vader, moeder, respondent, partner. Ongestandaardiseerde coëfficiënten

	(a) Referentie ISCO-88 ISEI-88	(b) Nieuwe schaling ISCO-88 ISEI-08	(c) Automatische conversie ISCO-08 ISEI-08	(d) Met correctie codeur ISCO-08 ISEI-08
BE	1	1,028	1,030	1,057
CY	1	1,051	1,045	1,076
DE	1	1,024	1,022	1,022
DK	1	1,009	0,999	0,999
HU	1	1,003	1,008	1,003
IE	1	1,021	1,039	1,027
NL	1	1,021	1,004	1,027
PL	1	1,010	1,012	0,992

Tabel 6 geeft per land een schatting van het meetmodel weer, waarbij we de categorisering van beroepen in ISCO-88 en schaling in ISEI-88 als uitgangspunt nemen (kolom a). Door gelijkstelling van het meetmodel van vader, moeder, respondent en partner is het resultaat van de verschillende modellen eenvoudig uit te drukken in verhouding tot dit referentie-effect. In kolom (b) zien we allereerst wat er gebeurt als we de beroepenclassificatie hetzelfde laten, maar uitdrukken in de nieuwe schaling ISEI-08. We merken op dat dit in alle landen de meting verbetert, gemiddeld met zo'n 2%. Doen we in kolom (c) eerst een automatische conversie naar ISCO-08 en drukken we deze uit in ISEI-08, dan is er in doorsnee nog een kleinere verbetering, circa 1%. Deze verbetering is het gevolg van verbetering van de ISCO-classificatie zelf. In kolom (d) voegen we toe wat er gebeurt als we de door de codeurs herziene gegevens als meting nemen. De veranderingen die door onze codeurs op basis van de strings zijn aangebracht, pakken wisselend uit en brengen gemiddeld nog niet eens 1% verbetering. Alles bijeengenomen is de nieuwe meting zeker eerder een verbetering dan een verslechtering, maar de nieuwe ISEI-schaling draagt hier nog het meeste aan bij, niet de nieuwe classificatie.

Samenvatting en conclusies

In het gerapporteerde ESS Developmental Project *Improving the Measurement of Social Background in the European Social Survey* zijn waar het de beroepen aangaat tot op heden de volgende werkzaamheden verricht:

- Alle strings van ouderlijke beroepen (vader en moeder) in ESS R1-R5 zijn gecodeerd in ISCO-88. Deze resultaten staan inmiddels vrij ter beschikking aan de internationale onderzoekswereld. In totaal zijn 330.000 beroepen in 25 talen van een code voorzien. Dat heeft circa dertig codeurs ongeveer 1.800 arbeidsuren gekost. Het is de vraag of de besparing in werk die de ESS zich had toegedacht wel echt een verstandige zet is geweest. De internationale onderzoekswereld mag in

ieder geval het NWO dankbaar zijn dat het de hiervoor benodigde fondsen ter beschikking heeft gesteld. Dat is een zeer nuttige investering geweest.

- Uit R5 zijn tot op heden voor acht landen alle beroepsgegevens (niet alleen van ouders, maar ook van respondent en partner) omgezet in de nieuwe classificatie ISCO-08. Deze omzetting, die in feite een dubbele codering is, biedt ook gelegenheid de kwaliteit van de oorspronkelijke codering van de beroepen van respondent en partner te controleren – althans waar het deze acht landen in R5 aangaat.
- Beroepencodes worden niet als zodanig in statistisch onderzoek gebruikt. Daarvoor moeten we afgeleide schalen hebben, zoals de *International Socio-Economic Index of occupational status*. Tijdens het project is een nieuwe versie van deze schaal ontwikkeld om te gebruiken in combinatie met de nieuwe beroepenclassificatie: ISEI-08, die geacht kan worden verwisselbaar te zijn met ISEI-68 en ISEI-88, die voor eerdere versies van de ISCO zijn ontwikkeld. De nieuwe ISEI-08 is in feite niet ontwikkeld met behulp van ISCO-08 gegevens, maar via substituut ISCO-08 gegevens. Dit geeft de nieuwe schaal een voorlopige status, maar levert ook de mogelijkheid op om haar zowel toe te passen op ISCO-88 en ISCO-08 gegevens. Dit stelt ons in staat om uit onze modellen af te lezen in welke mate veranderingen in meetkwaliteit zijn terug te voeren op verandering van classificatie (ISCO-88 naar ISCO-08), dan wel op veranderingen in afgeleide statusschaal (ISEI-88 naar ISEI-08).
- Voor de evaluatie van de kwaliteit van de beroepencoderingen maken we gebruik van een factor-analytisch meetmodel dat ons (a) in staat stelt een zeer krachtige gepoolde schatting van de meetkwaliteit van elke meting te bepalen, en (b) de mogelijkheid biedt om gecorrleerde systematische meetfouten te schatten. Door in het model voor het beroep van de ouders ook gebruik te maken van een (optimaal geschaalde) meting op basis van de toonkaart kunnen we ook opsporen welke fouten er mogelijk gemaakt zijn bij de initiële codering.

De resultaten van deze werkzaamheden kunnen als volgt worden samengevat:

- Een eerste conclusie uit de analyses is dat de meetkwaliteit van de door ons geco-deerde ouderlijke beroepsgegevens in de ESS zeer redelijk is. We concluderen dit uit de meetindicator voor deze open beroepen, waarin deze in een model zijn samengebracht met de gesloten vraagstelling. De meetkwaliteit is rondom de 0,85, met slechts weinig fluctuaties tussen landen en rondes. De gesloten vraagstelling heeft een meetkwaliteit van rond de 0,75, aanzienlijk minder dus. De formulering van de gesloten vraagstelling is wel veranderd, tussen R3 en R4, en deze verandering is inderdaad een merkbare verbetering geweest van de meetkwaliteit van deze vraagstelling.
- Meetkwaliteit wordt niet alleen beïnvloed door de kwaliteit van de coderingen: ook het antwoordgedrag van de respondenten en alles wat er gebeurt voordat zo'n antwoord een string in het ESS data-archief wordt (interviewer, data-invoer, databewerking) is daarop van invloed. In een beperkt aantal gevallen hebben we gebruik kunnen maken van een dubbele codering voor een nationaal databestand, waardoor we codeervariantie kunnen scheiden van responsvariantie. Deze

voorbeelden wijzen uit dat onafhankelijk werkende codeurs gemiddeld genomen 0,86 intercodeurs-correlatie bereiken. In vrijwel alle gevallen ontliepen de beide codeurs elkaar niet veel in kwaliteit: ze maakten allebei fouten, de een niet veel meer dan de ander. Vanuit het gezichtspunt van een meetmodel kan men daaruit concluderen dat elke codering sowieso een vertekening van circa 7% teweegbrengt. Het lijkt niet zo veel, maar de effecten daarvan zijn bij het bestuderen van intergenerationale correlaties toch tamelijk dramatisch. Dat komt omdat de meetfout dan twee keer optreedt.

- Voor de acht landen waarbij R5 zowel in ISCO-88 en ISCO-08 gecodeerd is, kunnen we concluderen dat de overgang naar ISCO-08 en de bijbehorende ISEI-08 een duidelijke verbetering inhoudt. Gemiddeld nemen de meetcoëfficiënten met circa 3% toe. Met enige voorzichtigheid kan deze 3% gesplitst worden in een gedeelte dat te danken is aan een verandering van classificatie (ongeveer 1%) en een gedeelte dat voortkomt uit verandering naar de nieuwe ISEI-08 schaal (ongeveer 2%). Deze schattingen verschillen tussen de landen, maar geven toch aanleiding om, algemeen gesproken, de toepassing van de nieuwe classificatie en de daarbij behorende ISEI-schaling met vertrouwen tegemoet te zien.

Discussie

Het voorgenumen productieplan van het ESS-DEVO-project is wat beroepen aangaat voor een groot deel gerealiseerd en de producten staan inmiddels ter beschikking van de internationale onderzoekswereld. Er zal nog verder gewerkt worden aan de ISCO-08 codering voor enige andere landen waarvoor dit zinvol en mogelijk is: dat zijn landen waarin men in R5 ook de strings van respondent en partner heeft gedeponereerd. Onze resultaten geven echter geen reden om de dubbele codering aanzienlijk uit te breiden. De door ons uitgewerkte automatische conversie van ISCO-88 naar ISCO-08 geeft ook bevredigende resultaten, zodat ook de aanpassing van bestaande gecodeerde beroepsgegevens naar de nieuwe standaard, indien de oorspronkelijke strings niet meer ter beschikking staan, met vertrouwen kan worden uitgevoerd.

Doelstelling van het ESS-DEVO-project was ook om een discrete beroepsklasse-indeling te ontwerpen voor de nieuwe ISCO-08 classificatie. Het werk aan deze zogenaamde International Socio-Economic Classes [ISEC-08] is inmiddels onderweg (Ganzeboom & Treiman, 2013).

Noten

1. Het artikel is het eerste verslag van het ESS Developmental Project #3 (NWO, 471-09-005), 'Improving the Measurement of Social Background in the European Social Survey'. Graag danken we allen die aan het project meewerkten. Assistenten in het project waren achtereenvolgens Natasha Nikitina, Tim Mickler en David Nikoloski. Medewerking werd verleend door ruim 30 beroepencodeurs (zie Appendix A). Het NSD data-archief in Bergen (NO) maakte de beroepenstrings toegankelijk. De resultaten van het project en de gebruikte *tools* zijn te vinden op home.fsw.vu.nl/hbg.ganzeboom/ess-devo.

2. Het ESS-DEVO-project omvat ook een component over opleidingen in de ESS. Hierbinnen is door Schröder & Ganzeboom (2013) de International Standard Level of Education [ISLED] ontwikkeld. Nader verslag over deze component is gedaan door Schröder & Ganzeboom (2010, 2011, 2013) en zal worden opgenomen in de dissertatie van Schröder en de daaruit voortvloeiende tijdschriftartikelen.

Literatuur

- Erikson, R., Goldthorpe, J.H. & Portocarero, L. (1979). 'Intergenerational class mobility in three Western European societies: England, France and Sweden.' *British Journal of Sociology* 30, 415-441.
- Ganzeboom, H.B.G. (2010). *Tools for deriving occupational status measures from ISCO-08 with interpretative notes to ISCO-08*. <http://home.fsw.vu.nl/hbg.ganzeboom/isco08/index.htm>.
- Ganzeboom, H.B.G., De Graaf, P. & Treiman, D.J. (1992). 'A standard international socio-economic index of occupational status.' *Social Science Research* 21, 1-56.
- Ganzeboom, H.B.G. & Treiman, D.J. (1996). 'Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 International Standard Classification of Occupations.' *Social Science Research* 25, 201-239.
- Ganzeboom, H.B.G. & Treiman, D.J. (2013). 'Occupational Stratification Measures for the New International Standard Classification of Occupation 2008 [ISCO-08]; with a Discussion of the New Classification.' Working Paper.
- Ganzeboom, H.B.G. & Schröder, H. (2009). 'De waarde van diploma's: een kwantificatie van de ESS-NL-categorieën.' in: Ganzeboom, H.B.G., Wittenberg, M. (Red.), 2009. *Nederland in Vergelijkend Perspectief. Proceedings Tweede Nederlandse Workshop European Social Survey*. Amsterdam: Aksant [DANS Symposium Publicaties #3], pp. 89-108.
- Ganzeboom, H.B.G. (2005). 'On the Cost of Being Crude: A Comparison of Detailed and Coarse Occupational Coding.' in: Hoffmeyer-Zlotnik, J.H.P., *Methodological Aspects of Cross-National Research, Mannheim: ZUMA-Nachrichten* [Special Issue #11], 2005, pp. 241-258.
- Ganzeboom, H.B.G. & Treiman, D.J. (2003). 'Three Internationally Standardised Measures for Comparative Research on Occupational Status.' in: Hoffmeyer-Zlotnik, J.H.P., Wolf, C. (Eds.). *Advances in Cross-National Comparison. A European Working Book for Demographic and Socio-Economic Variables*. New York: Kluwer Academic Press, pp. 159-193.
- Ganzeboom, H.B.G. (2010). *Do's and Don'ts of Occupation Coding*. <http://home.fsw.vu.nl/HBG.Ganzeboom/Pdf/2010-DO-and-DONTS-Occupation-coding.pdf>.
- ILO [International Labour Organisation] (1990). *International Standard Classification of Occupations ISCO-88*. Geneva: ILO.
- ILO [International Labour Organisation] (2012). *International Standard Classification of Occupations ISCO-08*. Geneva: ILO.
- Rose, D. & Harrison, E. (Eds.) (2010). *Social Class in Europe. An introduction to the European Socio-Economic Classification*. Routledge, Oxford.
- Schröder, H. & Ganzeboom, H.B.G. (2012). 'De waarde van diploma's in Nederland: de ESS-NL kwantificaties getoetst'. in: Aarts, K., Wittenberg, M. (Red.), *Nederland in de jaren nul. Proceedings Derde Nederlandse Workshop European Social Survey*. Amsterdam: Pallas Publications, pp. 63-78.
- Saris, W.E. & Gallhofer, I.N. (2007). *Design, Evaluation, and Analysis of Questionnaires for Survey Research*. New York: Wiley.

- Schröder, H. & Ganzeboom, H.B.G. (2013). 'Measuring and Modeling Level of Education in European Societies'. *European Sociological Review* (forthcoming).
- Treiman, D.J. (1977). *Occupational Prestige in a Comparative Perspective*. New York: Wiley.
- Vries, J. de & Ganzeboom, H.B.G (2008). 'Hoe meet ik beroep? Open en gesloten vragen naar beroep toegepast in een statusverwervingsmodel'. *Mens & Maatschappij* (83,1), pp. 71-96. + 'Rectificatie'. *Mens & Maatschappij* (83,2), pp. 190-191.

Appendix A Codeurs die meewerkten aan het codeerproject

Bekir, Semiha	BG	naïef
Bigaj, Maria	PL	naïef
Cappa, Ingrid	IT	naïef
Celisceva, Karina	LV	naïef
Cohen, Yasmin	IL	naïef
Delic, Jasna	HR, SI	naïef
Denaro, Daniela	IT	naïef
Domanski, Henryk	PL	pro
Duta, Adriana	RO	naïef
Dzeguze, Dace	LV	naïef
Erola, Jani	FI	pro
Ferre, Pernille	NO	naïef
Ganzeboom, Harry	NL, BE	pro
Güveli, Ayse	TR	pro
Ignasz, Szofia	HU	pro
Izlay, Zoltan	HU	naïef
Jönsas, Katia	FI	naïef
Joye, Dominique	CH	pro
Kalogreades, Lawrence	GR, CY	naïef
Karpejute, Evelina	LT	naïef
Kekic, Sabina	HR, SI	naïef
Kirköen, Benedicte	NO	naïef
Kmetova, Anna	SK	naïef
Kramberger, Anton	SI	pro
Marques, Laura	ES	naïef
Menegatou, Elini	GR, CY	naïef
Meraviglia, Cinzia	IT	pro
Mickler, Tim	DE, DK, GB	pro
Nettelbladt, Sonja	SE	naïef
Nikitina, Natasha	UA, RU	naïef
Nikoloski, David	BE	pro
Pauw, Lisanne	FR	naïef
Schröder, Heike	AT, DE	pro
Sigurardottir, Runa	IS	naïef
Taht, Kadri	ES	pro
Wettflö, Anton	SE	naïef
Zuccotti, Carolina	ES, PT	pro

Appendix B Aantal in ISCO-88 gecodeerde strings, per land

	Coding-status			Totaal
	Geen beroep	Nog niet af	Gecodeerd	
AT	2.489	0	11.721	14.210
BE	2.282	0	11.370	13.652
BG	452	0	10.253	10.705
CY	756	0	4.398	5.154
CZ	2.086	0	13.916	16.002
DE	4.366	0	19.448	23.814
DK	1.095	0	12.078	13.173
EE	1.243	0	9.758	11.001
ES	1.715	0	11.215	12.930
FI	285	0	15.939	16.224
FR	1.119	0	12.431	13.550
GB	2.077	0	14.711	16.788
GR	37	1	14.597	14.635
HR	13	0	2.927	2.940
HU	1.999	0	10.862	12.861
CH	5.721	0	11.895	17.616
IE	3.317	0	11.109	14.426
IL	2.218	0	9.224	11.442
IS	17	0	858	875
IT	275	0	2.835	3.110
LT	2.087	0	5.271	7.358
LU	214	0	3.783	3.997
LV	286	0	5.677	5.963
NL	1.944	0	11.312	13.256
NO	208	0	12.738	12.946
PL	284	0	13.801	14.085
PT	3.951	0	13.496	17.447
RO	3.917	0	4.653	8.570
RU	1.985	0	11.259	13.244
SE	3.861	0	13.588	17.449
SI	9	5	6.387	6.401
SK	69	712	9.431	10.212
TR	48	0	3.248	3.296
UA	1.217	588	11.009	12.814
Totaal	53.642	1.306	337.198	392.146

Education: The Contours of a New Cleavage?

Comparing 23 European Countries

Mark Bovens and Anchrit Wille

The aim of this paper is to explore to what extent an educational cleavage in politics can be observed across Europe. With the help of the European Social Survey (ESS) data for 23 European countries, the paper examines three central elements of political cleavages – socio-demographic characteristics, values and political preferences, and organizational and behavioural elements. We find evidence for the emergence of a new conflict dimension in politics. However, the degree to which the contours of these new divides have been crystallized and transformed into a full cleavage, is stronger in Western and Northern countries than elsewhere in Europe.

An educational cleavage?

In recent years, political scientists and sociologists have started to pay attention to the importance of education in the rise of new, cultural conflicts in Western, post-industrial societies (Van der Waal et al., 2007; Houtman et al., 2008; Kriesi et al., 2008; Bornschieer 2010). Increasingly, education is studied separately from class or income as a source of political attitudes and preferences, particularly with regard to post-materialistic issues (Van de Werfhorst & De Graaf, 2004; Kalmijn & Kraaykamp, 2007, Van den Berg & Coffé, 2012). Education is a very strong factor in predicting what citizens do in politics (Gesthuizen, 2005; APSA, 2006: 1). The notion that formal education strongly correlates with citizenship characteristics is basically uncontested (Nie et al., 1996: 2), and research on political participation has consistently revealed a robust and positive relationship between years of education and political participation (Verba & Nie, 1972: 95-101; Verba et al., 1978; Marsh & Kaase, 1979; Rosenstone & Hansen, 1993; Verba et al., 1995: 433; Nie et al., 1996; Lijphart, 1997: 2-3; Putnam, 2000), and between levels of education and the chances for democracy in a country (Lipset 1959: 38; Norris 2011: 129-134).¹

There is also literature suggesting that educational differences may be a driving force in the development of a new cleavage. According to Stubager (2010), the authoritarian-libertarian dimension has had increasing electoral salience in Denmark, due to the rise of post-material topics, such as immigration and environmentalism since the late 1980s. Beneath this conflict over values lies a new educational cleavage, with the well-educated consistently tending towards libertarian values and voting for

libertarian parties, and the less educated tending towards authoritarian values and voting for more nationalist, authoritarian parties (Stubager 2010: 510, 525). Similarly, in an earlier study (Bovens & Wille, 2010, 2011) we documented how substantial educational differences in political participation, political attitudes and political preferences have contributed to the rise of a “diploma democracy” in the Netherlands. Low-educated citizens and well-educated citizens have disparate issue agendas and divergent political preferences with regard to cultural and post-material issues, such as Europeanization, immigration, the environment and crime.

Education may thus have become a relevant element connecting social groups, political attitudes and political behaviour in Denmark and the Netherlands, but to what extent is this a general trend in European democracies? The purpose of this paper is to move beyond these single country studies and to identify, through a comparative, descriptive analysis, to what extent the contours of an educational cleavage in politics can be observed across Europe. Our approach is macro-oriented and exploratory. By using a broad notion of cleavage which includes socio-structural differences, attitudinal and institutional-behavioural differences, we attempt to establish to what extent the advent of new divisions related to the expansion of higher education occur across countries and/or regions.

Exploring the contours of an educational cleavage in Europe

A restructuring of cleavages

The concept of cleavage was first formulated by Lipset & Rokkan (1967) and denotes “a specific type of conflict in democratic politics that is rooted in the social structural transformations that have been triggered by large-scale processes” (Bornschieer, 2009: 1). The socio-economic cleavage over the (re)distribution of economic resources is frequently seen as the most pervasive political conflict in modern democracies (Lijphart 1999). Differences in social class and property (lower versus upper, workers versus owners; manual versus non-manual workers) coincide both with differences in political preferences (left versus right) and with party formation and voting behaviour (social democrats versus liberal-conservative parties). But other opposing social groups, distinguished for example by religion, ethnicity, language, or geography (religious-secular, Catholic-Protestant, Flemish-francophone, urban-rural or centre-periphery), sometimes also coincide with coherent and opposing attitudes, and with subsequent political behaviour and party formation and are therefore also referred to as cleavages (Lipset & Rokkan, 1967: 9-26; Deegan-Krause, 2007: 540).

As a result of the increasing modernization of Western societies, traditional cleavages have eroded over the last decades. Traditional socio-demographic categories, such as class, are losing their relevance (Clark & Lipset, 1991; Evans, 1999), but scholars disagree about the extent to which traditional cleavages have lost some (or even all) of their mobilizing power. Some claim that the dealignment of traditional links between social groups has led to a decline of ideological and structural voting (Dalton et al., 1984; Franklin et al., 1992; Van der Brug, 2010). Modern political parties mobilize their voters primarily on the basis of issues rather than group identity, making tradi-

tional cleavage politics less relevant. Others maintain that old cleavages continue to play an important role in contemporary society (Goldthorpe, 1980, 1995; Wright, 1985).

Another line of research suggests a shift in the type of structures that underpin new issue divides. Cleavage-like categories such as age, or generations (Inglehart, 1977), gender and the rise of social cultural professionals are at the basis of new political conflict lines (Deegan-Krause, 2007: 541). Some scholars perceive a realignment based on values: the politically relevant groups are not defined in social-structural terms, but by opposing value orientations (Van der Waal et al., 2007; Enyedi, 2008, Houtman et al., 2008; Kriesi, 2010).

Education as a new cleavage?

Daniel Bell (1973: 374) was among the first to announce the coming of the post-industrial society and to observe that “the major class of the emerging new society is primarily a professional class, based on knowledge rather than property”. A host of theorists have followed Bell’s lead and used knowledge and education to delineate new structural divisions (cf. Wright, 1985). Recently, this discussion has been supplemented by a line of research that points to the increasing importance of education as a key to understanding emerging cultural divides in politics (Kriesi, 1998; Houtman, 2001; Bovens & Wille, 2010; Stubager, 2010; Dolezal, 2010; Bornschier, 2011; Kriesi et al., 2012).

Allardt (1968) and Kriesi (1998) argue that the “educational revolution” of the 1960s and 1970s, which has led to a significant expansion of higher education, has constituted a new “critical juncture” for the rise of new political differences and conflicts. In knowledge economies knowledge and information have become highly important social and economic goods, and political power is increasingly concentrated among the well-educated professionals – the “symbolic analysts”, “creative professionals” and all those other citizens with ample capacity to process information (Reich, 1991; Castells, 1997; Florida, 2004). The rise of educational differences has created a new division in Western societies, which does not coincide with the traditional class divisions. Lipset & Rokkan (1967: 14) defined the socio-economic class cleavage in terms of economic dependency: owners and employers on the one side versus tenants, labourers and workers on the other. The education dimension, however, is not a socio-economic dimension. Education provides educational capital, which does not necessarily coincide with economic capital (Bourdieu, 1984). There is a shift from an economic to a cultural basis of stratification (Kalmijn & Kraaykamp, 2007: 568-9). In knowledge economies, cognitive skills, cultural resources and levels of formal education to a large extent determine socio-economic positions.

Secondly, education is an important source of values and beliefs that are independent of socio-economic interests. High levels of education tend to induce a more critical stance towards authority and a larger tolerance of value pluralism, whereas low levels of education often coincide with more socially conservative, authoritarian and xenophobic attitudes, particularly amongst secular citizens (De Koster et al., 2010). This effect is independent of income. As Van der Waal et al. (2007: 407) put it: “Any number of studies point out that it is not so much those with low incomes who are

socially conservative but rather those who are poorly educated. The other way around, it is not the rich but the well-educated who invariably turn out to be less socially conservative, more tolerant of nonconformists, and less racially prejudiced." Well-educated and less well-educated individuals exhibit significant differences in attitudes and preferences regarding cultural issues such as immigration, ethnic diversity and European unification (Kalmijn & Kraaykamp, 2007; Kriesi, 2012).

Finally, if education coincided with socio-economic class, we would expect class voting along the traditional left-right dimension, with the least educated predominantly voting for traditional leftist, labour parties and the well-educated for right-wing, conservative parties. However, in post-industrial societies different patterns of alignment can be observed (Knutsen, 1995, 2004). According to Van der Waal et al. (2007: 416-417), cross-cutting cultural voting that is rooted in educational differences has caused a gradual erosion of the pattern of leftist working-class voting. Class voting still exists, but socio-economic class cannot explain the rise and the support of both the green-liberal and the populist-nationalist parties. The well-educated increasingly vote for social liberal parties instead of conservative, right-wing parties, while many of the less well-educated no longer vote for leftist, social democratic parties but for nationalist, conservative parties (Van der Waal et al., 2007: 416; Achterberg, 2006). As Houtman et al. (2008) aptly expressed it: "Farewell to the leftist working class".

We will explore in this paper to what extent the "educational revolution" is associated with a transformation of contemporary societies, resulting in the emergence of a new cleavage. Are social groups with different educational attainments sufficiently distinguishable and stable in the various European countries as to constitute the basis for political cleavage formation?

Cleavage formation: Three elements and three levels

The term "cleavage" has been used progressively to denote any controversial conflict matter in party systems and has proven to be a rather "stretchy" concept (Bornschieer, 2009; Kriesi, et al., 2012: 8-12). Bartolini & Mair (1990) have tried to restrict the use of the concept by defining a political cleavage as consisting of three different elements:

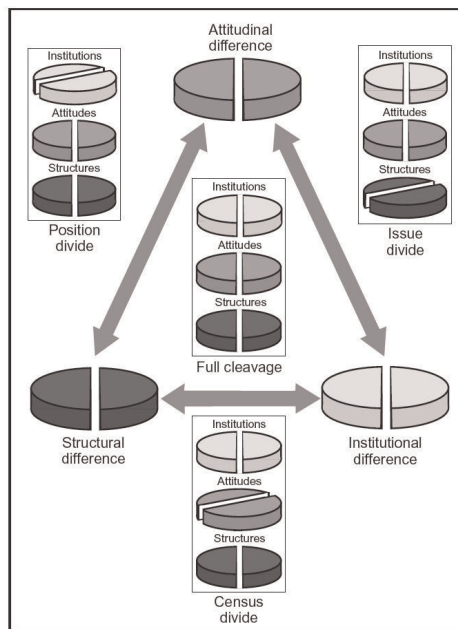
... an empirical element, which identifies the empirical referent of the concept, and which we can define in social-structural terms; a normative element, that is the set of values and beliefs which provides a sense of identity and role to the empirical element, and which reflect the self-consciousness of the social group(s) involved; and an organizational/behavioral element, that is the set of individual interactions, institutions and organizations, such as political parties, which develop as part of the cleavage ... (Bartolini & Mair, 1990: 215).

The existence of distinct or even opposing social groups is not sufficient to speak of a political cleavage. A cleavage is more than mere social conflict or political opposition (Bartolini, 2000). "A structural division is transformed into a cleavage, if a political actor gives coherence and organized political expression to what otherwise are inchoate and fragmentary beliefs, values and experiences among members of some social

group” (Kriesi, 2010: 673). For a social division to become a political cleavage all three elements – the social-structural, attitudinal and a behavioural or organizational element – have to be present at the same time.

Deegan-Krause (2007), using the three elements defined by Bartolini & Mair, recognizes three different levels of cleavage formation. The first level is called a *difference* and refers to the situation in which only one cleavage element is present, for example, the existence of clearly distinguishable social groups. The second level is called a *divide* and this term refers to a situation in which two cleavage elements are present. Three such combinations are possible: position divides, which combine socio-structural plus attitudinal differences; census divides, which combine socio-structural plus institutional-behavioural differences; and issue divides, which combine attitudinal plus institutional-behavioural differences (Deegan-Krause, 2007: 539-540). The third level is the full *cleavage* situation in which all three elements of Bartolini & Mair are present and combined. See Figure 1.

Figure 1 Three elements and stages of cleavage formation



Source: Deegan-Krause (2007: 540)

“Cleavageness”

The cleavage concept is a very demanding concept that limits the possibilities of finding any new examples of cleavages (Kriesi, 2010: 1743; Kriesi et al., 2012: 9). The concept has a static bias. The search for “full cleavages” hampers a more dynamic and explorative approach – one in which the contours of new and evolving divisions are

becoming progressively manifest. Using the cleavage concept as structured by Deegan-Krause makes it possible to study the different stages of cleavage crystallization. Rather than focusing on full cleavages, we suggest focusing on “cleavageness”, i.e. stages of cleavage formation, to enable the study of the rise of new political conflict lines in a more dynamic perspective. Newly emerging political divisions do not directly manifest themselves as full-fledged cleavages. The latter results from a process of adaptation, restructuration and “freezing” of these new divisions. Societies in which these different cleavage elements are superimposed on one another differ from societies in which differences are limited to one element only. In case of the latter, conflicts will remain moderate and their capacity to divide remains restricted. Where different elements coincide and overlap, they are more likely to create deep social differences and can become full political cleavages. Within a particular country, increasing or decreasing levels of cleavageness at various points in time might be expected to be found. Also, we would expect different countries, at the same point in time, to differ with regard to the extent that divisions along these various elements can be observed.

The focus on cleavageness is grounded in a dynamic framework for the formation of cleavage that for a full understanding requires the integration of a bottom-up (demand side) with a top-down (supply side) perspective (Kriesi, 1998; Bornschieer, 2009, 2012; Enyedi & Deegan-Krause, 2010; Kriesi et al., 2012). A bottom-up perspective pays attention to how cleavages are shaped from the political divisions along educational (or class, occupational, ethnic, religious) lines. A top-down perspective emphasizes the importance of the actions of political agencies, political elites and political entrepreneurs in the formation of cleavages. Kriesi et al. (2012) have provided an extended analysis from a top-down perspective to the politics of cleavage formation. We will give more weight in our empirical strategy to a bottom-up perspective examining to what extent European societies can be distinguished by a combination (or overlap) of social-structural, ideological and behavioural divisions along educational lines. Expansion of education and rising levels of education are creating new social groups in Europe and new lines for political divisions. Along with the restructuring of the welfare state, the growing importance of international migration, processes of globalization and Europeanization – which intensified in the 1990s and early 2000s – this trend has set the stage for a transformation of political conflicts in the different European countries. We do not restrict our exploration to a limited set of critical cases from Western Europe, but include the whole of Europe.

A comparative design across European geopolitical regions

Expectations: A Europe of differences

The conditions for the development of new educational divisions differ across Europe. Despite trends towards market integration (Fligstein, 2008) and the rapid convergence of living standards in Europe (Gill & Raiser, 2012), Europe is still a continent with distinct geopolitical areas in terms of level of socio-economic development and political history. Given the large differences in social stratification, political history and elector-

al systems between European countries, we expect different paths and stages in the process of cleavage formation along educational lines.

Firstly, educational divisions depend on the *social opportunity structure*. In line with research by Kalmijn & Kraaykamp (2007: 568) and Van den Berg & Coffé (2012: 175), who show that education is more important than class in more highly modernized and wealthy countries or regions, we expect the education divides to be more developed in those economies that have a meritocratic character, with a broadly accessible system of higher education and an open and dynamic labour market. In Western European countries, education is an important form of social and economic capital and level of education is an important factor in the process of social stratification. All ten Western and Nordic countries are ranked among the top twenty economies in the Global Competitiveness Index 2012-13.² Countries such as Sweden, Finland, Denmark and the Netherlands top the Knowledge Economy Index of the World Bank.³ In these countries, we would expect to find more established patterns of social stratification along educational, meritocratic (instead of class) lines. In Central and Eastern Europe (CEE), with the collapse of socialist communism, labour markets have rapidly shifted from closed to more open employment systems. For many, the economic transition has increased career insecurity, as skills acquired under socialism have tended to become less marketable. Prevailing wisdom holds that the consolidation of market institutions will enhance the meritocratic allocation of rewards (Domanski, 2011). The Southern European countries are characterized by segmented insider-outsider labour markets with relatively large levels of temporary employment located outside the core protected workforce; and they are highly family oriented (Esping-Andersen, 1990; Ferrera, 1996). There we would expect fewer divisions along educational lines.

Secondly, *contextual differences* may play a role. Cultural issues, such as immigration, globalization, national identity and cultural diversity have become more important in more advanced economies (Inglehart, 1990; Inglehart & Welzel, 2005; Norris & Inglehart, 2009). Cultural diversity has the potential to create new political conflicts and a preoccupation with cultural issues along the educational divide (Kriesi et al., 2008). In other words, we expect this educational cleavage to be more developed in European countries where cultural issues are prominent on the political agenda.

Thirdly, country-specific elements, such as the *political opportunity structure*, may create differences in the formation of educational cleavages. Differing forms of party formation and party competition may account for differing patterns in political mobilization and representation (Bornschieer, 2012). Electoral systems and historical legacies might hamper the rise of nationalist parties, as may be the case in the UK (Kriesi & Frey, 2008) and Germany (Dolezal, 2008). Countries vary in terms of the extent to which meritocratic mechanisms in politics and bureaucracy (Dahlstrom et al., 2012; Kopeccky & Mair, 2011), as opposed to corruption and patronage, are perceived as relevant resources for political and social mobility. For example, in the Perceived Corruption Index of *Transparency International*, the Nordic and Western European countries score low when it comes to public sector corruption.

Research questions

We explore the “cleavageness” – that is, the degree of “freezing” of educational differences – in European societies. If a cleavage is new, we can assume that it needs time to crystallize. The new categories have to find their way in the social structure, become identifiable as value-based divides (collectivities with shared attitudinal outlooks); and parties (or groups) have to respond to these new alignments by mobilizing these newly emerging divides. A high degree of overlap between political behaviour, values/preferences and socio-demographic characteristics such as educational levels is indicative of the rise of a new cleavage. This is the basis on which we attempt to explore the contours of an emerging educational cleavage in Europe, and it has meant dividing our general research question – *Can we discern an educational cleavage in Europe?* – into four subsequent research questions, along with Bartolini & Mair’s conceptualization:

1. Socio-structural: Can we identify structurally different social groups?
2. Attitudinal: Do these groups have different values, beliefs and preferences?
3. Institutional: Can we observe differences in political behaviour and party formation?
4. Overlap: To what extent do these differences coincide?

Although the focus of this paper ultimately lies at the country level, it is important to consider that the various elements that make up a divide or a “full” cleavage are measured at the individual level. Systematic differences (or *gaps*) between lower and higher educated individuals constitute the different cleavage elements. A full educational cleavage presents itself as a compounded division that encompasses socio-structural, attitudinal and behavioural differences that are manifested at the level of individuals. It is important to stress, however, that our approach does not aim to focus on the explanation of individual voting behaviour or party choice.⁴ Rather, it moves back from the micro to the macro level and explores the advent, occurrence and political significance of a new social structural division, related to the expansion of education across distinct European countries and/or regions. We will construct an *index* of “cleavageness” that aims to measure the extent to which the various differences along educational lines are merging. The aggregate measures of the co-variation of the differences between the educational groups give an indication of the extent to which it is possible to generalize about the rise of new educational divides and, possibly, a full cleavage throughout Europe.

Data and comparative design

In order to address our questions and to analyze the emerging contours of an education cleavage in European democracies, we have used the data from the 2010 (Round 5) European Social Survey (ESS) for 23 democratic European countries.⁵ The ESS is structured around a core module that is repeated in all rounds. The main objective of the ESS is to provide high-quality data over time about changing social attitudes and values in Europe, by ensuring high-quality data collection and good standards of comparability (Stoop, Jowell & Mohler, 2002). The data are based on the cumulative data

file (edition 2.0) and we included 23 countries in the analysis.⁶ The Norwegian Social Science Data Service distributes the European Social Survey.⁷ Extensive descriptions of the data are available at the ESS website.

The educational variable

The most important variable in our analysis is our independent variable: educational attainment. Respondents were asked to state their highest achieved level of (formal) education, ranging from “did not complete primary education” to “second stage of tertiary education”. The international standard classification of education (ISCED) is the basic tool for describing and analyzing different levels of education. The current version distinguishes no less than seven levels of education (Eurostat, 2010). On some points, we have condensed these seven levels into three categories: low, medium and high.⁸

Exploring educational differences across Europe

Socio-structural differences: Educational levels and social groups

A first explorative question is whether we can observe structural socio-cultural differences between the well-educated and those with less education. To this end, we will examine patterns of social segmentation, stratification and segregation.

First, *segmentation*. Cleavages are rooted in demography. The first issue is whether the classification into the three main educational levels specified above corresponds with substantive social groups. Does it make sense at all to distinguish different educational *segments* in society? For a large part of the 20th century, the majority of citizens in most European countries had few educational qualifications and, in effect, fell into the low educated category. Some made it to vocational training, thus qualifying as medium educated, but only a very small proportion of the population acquired a college or university degree. Back then, it made little sense to speak of distinct educational groups. However, educational attainment levels rose substantially during the last quarter of the 20th century and in the first decade of this century. In 2011, according to Eurostat, 30% of the EU-27 workforce had low educational qualifications, 44% medium and 25% was well-educated – more than double the 11% who classified as well-educated EU citizens in 1992. This rapid and massive expansion of the number of well-educated citizens provides the demographic basis for cleavage formation.

However, there are still considerable differences within Europe. The Southern and Eastern countries, such as Portugal, Slovakia, Croatia, Slovenia, the Czech Republic and Bulgaria, tend to have the lowest percentages of well-educated citizens, and the Northern and Western countries, such as Belgium, Denmark, Norway, Sweden, Estonia and Finland, the highest (as can be observed from figure 2).

A second issue is whether these different educational groups coincide with different *social strata*. In all contemporary industrial societies education has come to play an important role in selecting people for positions in the occupational structure (McNamee & Miller, 2009). Higher educational credentials are required for professional, technical and managerial occupations and for most non clerical white-collar jobs in large

private and public sector organizations (Collins, 1979). People with higher education earn more and are less likely to be unemployed (Wilkinson & Picket, 2010: 103-117). This is confirmed by the ESS data, as can be seen in Figure 3. These differences tend to be larger in former communist countries, such as Bulgaria, Croatia and Slovenia.

Figure 2 High educated in 23 European countries (% tertiary level)

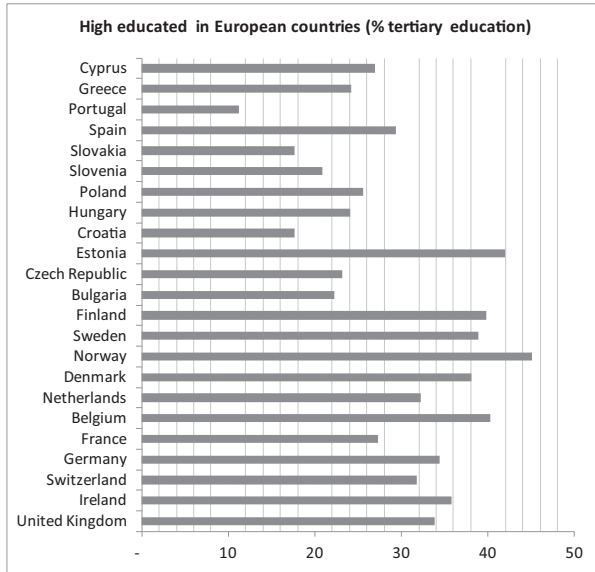
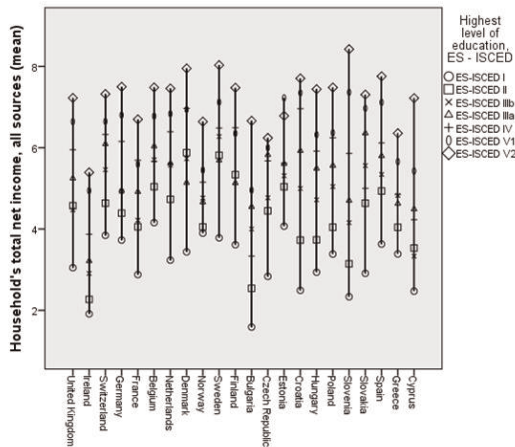
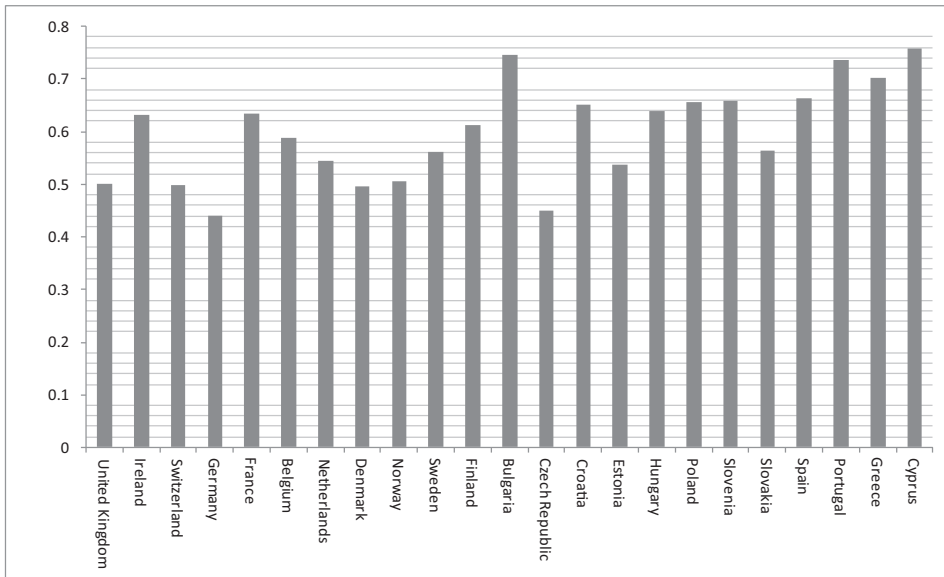


Figure 3 Mean household total net income, all sources, 0 = 1st decile, 10 = 10th decile (Q F41)



Thirdly, education is an important driver of new patterns of *social segregation*. The educational expansion in Europe – that is, the increased participation of men and women in higher education – means that there is an increasing chance to meet people of the opposite sex with the same educational level at an age when individuals typically start to date.⁹ In the past, most people found their partners close to home (as opportunities to meet partners from further away were much more limited). The greater participation in education, combined with the more social and spatial mobility, individual affluence and opportunities to travel, internet access and the consequent opportunities to find life partners from basically all over the world are all factors that have caused personal relationships to become less and less territorially based, and social-structural categories, such as education, to play an increasingly pivotal role in partner choice (Wirth, 2000; Blossfeld & Tim, 2003; Haandrikman, 2011).

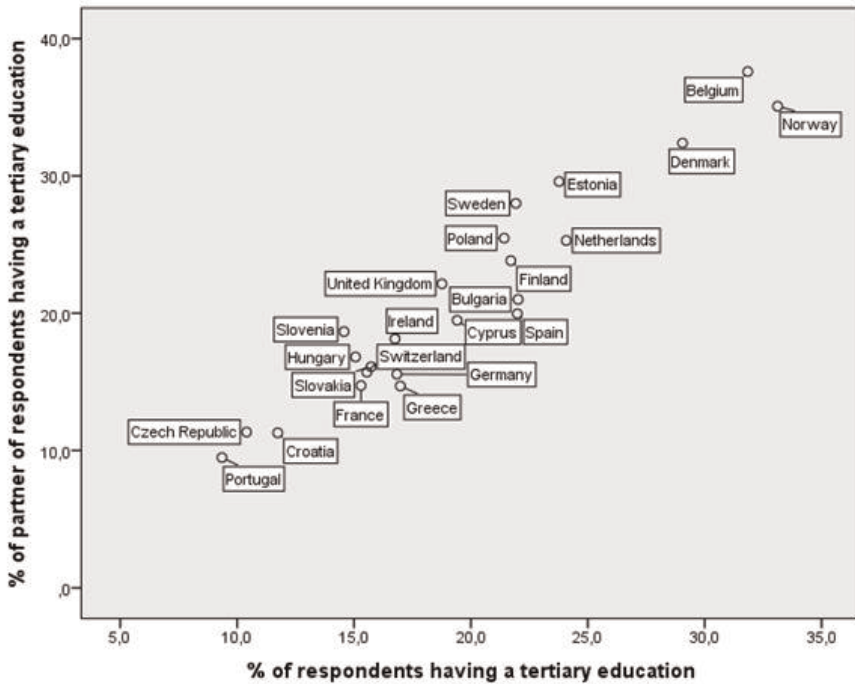
Figure 4 *Educational homogamy: Correlation education respondent with education partner (Pearson’s r graphically shown, $p < 0.01$) (individual level)*



The ESS 2010 data in Figure 4 indicate that there is a strong correlation between the educational characteristics of both partners. Individuals tend to find and like partners who are similar to themselves, a phenomenon known as “homogamy”. The tendency to date and mate with partners with the same formal educational qualifications is a dominant pattern for marital relations, which hardly changes across cohorts (Wirth, 2000). Peoples’ preferences are inherently inclined to (educational) homogamy (Becker, 1981; Blau, 1994). The growing opportunity to meet people with the same level of qualification in the course of the educational career is a by-product of the selection process in the educational system (Blossfeld, 2008: 519-520). As a result, the likelihood

of educational homogamy significantly increases with the level of educational attainment. This has caused a tendency for increased social distance between the upper and lower educational groups (Wirth, 2000). According to Wirth, the highest degrees of social closure are found for the most privileged educational group, that is, university graduates, as well as for the least privileged educational group. In our sample, this is particularly the case in Western and Northern European countries such as Belgium, Norway, Sweden, Denmark, Estonia and the Netherlands, as can be observed in Figure 5. Educational homogamy increases social inequality through marriage or partner choice because the educational resources of well educated (and less educated) partners are then pooled and cumulate (Mayer, 1977; Esping-Andersen, 2009). It indicates a level of external “closure” of the evolving educational social-structural categories that is essential in Bartolini’s (2000) understanding of the cleavage concept.

Figure 5 Relationship between % respondents having a tertiary educational attainment and % partner with tertiary education (country level)



Attitudinal differences: Educational levels and political values and preferences
 Do educational differences also translate into different political attitudes? To what extent do higher educated groups differ from, or share, their *political preferences* with the lesser educated groups? Traditionally, most voters and political parties in Western Europe can be positioned along a left-right, social-economic dimension and

along a religious-secular dimension. Figure 6 depicts the mean scores of educational levels on a left-right scale. There are remarkably few differences in left-right orientation between lower and higher educated individuals in Western European countries. The differences between citizens with a high level and those with a low level of educational attainment may be more significant in countries in Eastern and Southern Europe, such as Bulgaria, Slovenia and Greece. However, there is no clear pattern with regard to left-right orientation and educational levels. In countries such as Sweden, Finland, Bulgaria, the Czech Republic and Slovakia, the least educated tend to be more leftist than the well-educated. In other countries, such as the UK, Switzerland, Slovenia and Greece, this is exactly the opposite. Greater differences are seen regarding income levels. In most countries, the well-educated are more strongly in favour of reducing differences in income levels than the less well educated, as can be seen from Figure 7.

Figure 6 Where would you place yourself on a “left” and “right” scale, where 0 means the left and 10 means right? (Mean score by education)

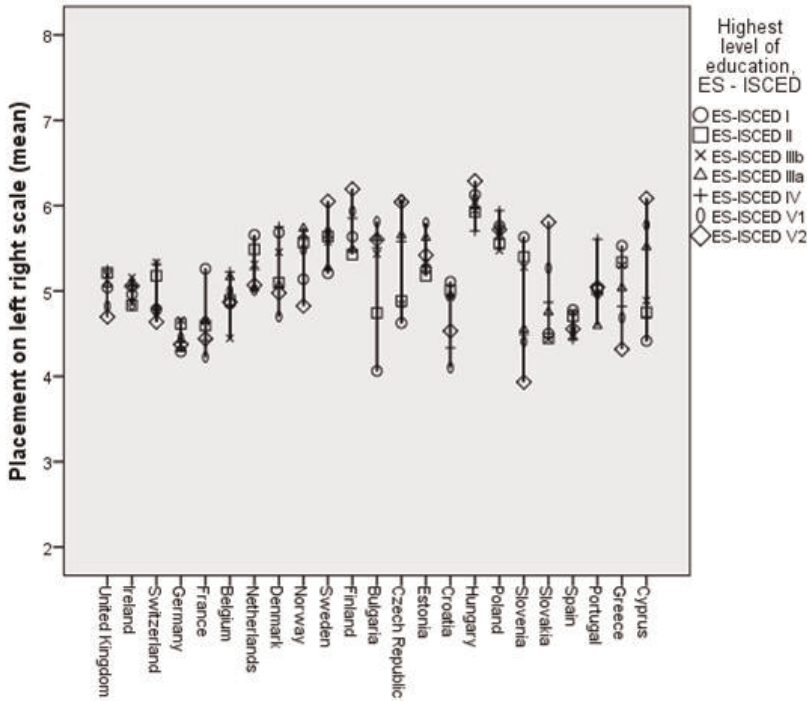
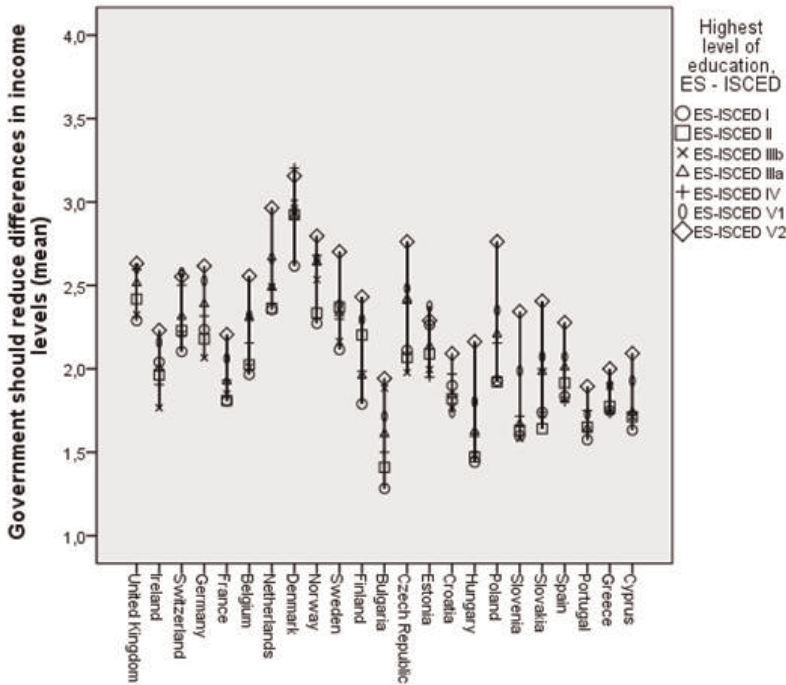


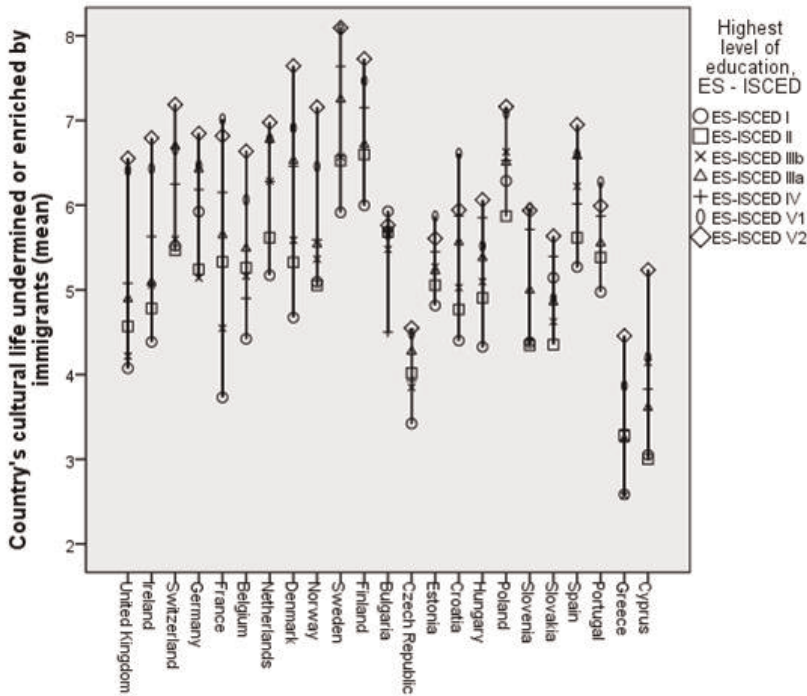
Figure 7 Government should take measures to reduce differences in income levels, 1 = agree strongly, 5 = disagree strongly (mean score by education)



In addition to these traditional conflict dimensions, which reach back to the late 19th and early 20th century, a new cultural conflict dimension has manifested itself in the past three decades (Achterberg, 2006; Pellikaan et al., 2007; Aarts & Thomassen, 2008; Houtman et al., 2008; Van der Brug, 2008; Kriesi et al., 2008; Fligstein, 2008; Van der Brug & Van Spanje, 2009; Bornschieer, 2010; Kriesi, 2010). The crucial themes along this cultural dimension are immigration and integration, globalization and European unification. This new division between “cosmopolitans” and “nationalists” has emerged gradually and was fuelled by the waves of non-Western immigration and the process of European unification.

This division between cosmopolitan and nationalist attitudes coincides with the educational chasm. The educational gap is particularly strong when it comes to the issue of the admittance and treatment of immigrants. Ranged on one side of this new line of conflict are the citizens who accept social and cultural heterogeneity and who favour, or at least condone, multiculturalism. These are the more highly educated, as Figures 8 and 9 show. On the other side are citizens who are very critical about multiculturalism and prefer a more homogeneous national culture. These are predominantly citizens with lower educational levels. Levels of cosmopolitanism differ strongly

Figure 8 Country's cultural life is generally undermined (= 0) or enriched (= 10) by people coming to live here from other countries (mean score by education)



between countries, but *within* each of the 23 countries the patterns are very consistent. The differences regarding EU unification are less pronounced. In most countries, the well-educated are more positive about the process of EU unification than the less educated, with the exception of new member states, such as Bulgaria, Hungary and Slovenia. In fact, throughout most of Europe the less educated show significantly less support for EU membership than university graduates and they are far less positive about the benefits of the EU, as the mean scores show in Figure 10.

Institutional differences: Educational levels and political parties

To what extent are these educational differences reflected in political behaviour? Cleavages have sides and the behavioural dimension of a cleavage manifests itself in voting for *specific* political parties or support for *particular* political organizations. What kinds of parties attract the higher educated and what parties are popular with low-education voters? We looked at two indicators: voting and party affiliation for two newly emerging party families.

Figure 9 Immigration good or bad for economy, 1 = bad for economy, 10 = good for economy (mean score by education)

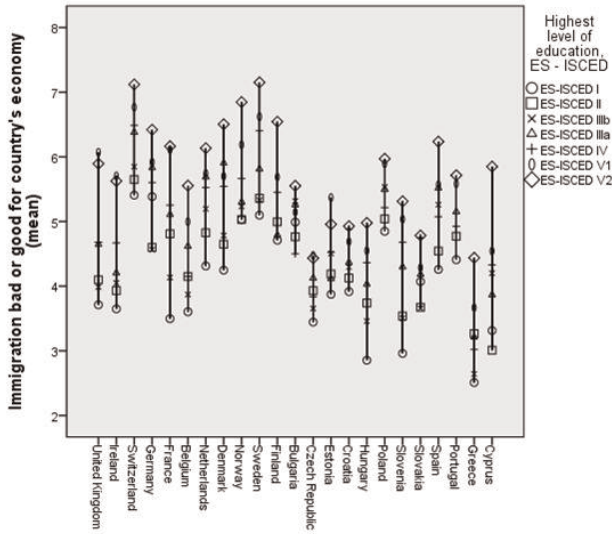
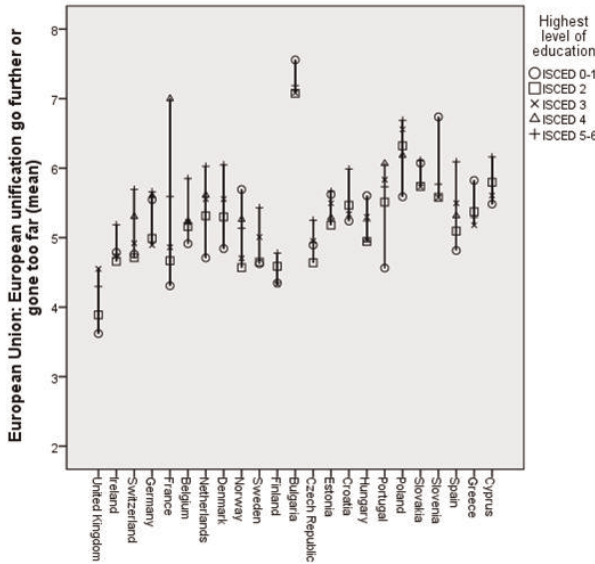


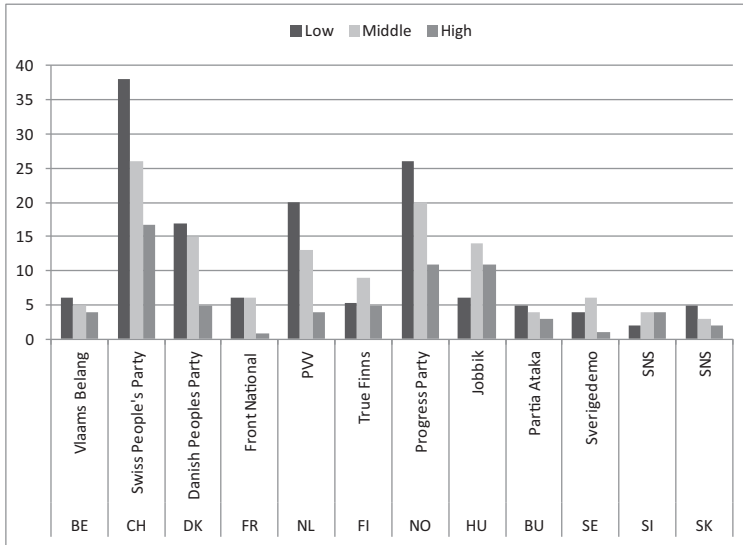
Figure 10 European unification has gone too far (= 0) or should go further (= 10). Mean score by education



Source: ESS, 2008

The most remarkable change in the European political landscape has been the emergence of right-wing populist parties in the past two decades (Bornschier, 2010), such as the Party for Freedom in the Netherlands, the anti-immigrant Danish People’s Party, the nationalist, anti-European Sweden Democrats, the True Finns party, Lega Nord, France’s right-wing Front National, Vlaams Belang, or the Jobbik party in Hungary. Anti-immigration sentiments and Euroscepticism have gained ground across many European countries.

Figure 11 Voting for populist party by education (%)



Source: ESS

As can be observed from Figure 11, these nationalist parties tend to draw large proportions of the low and medium educated voters, and relatively few well-educated voters. This is particularly the case in Western and Northern European countries, such as Belgium, Denmark, France, Switzerland, the Netherlands, Norway and Sweden. It is not the case in Finland and in Eastern European countries, such as Hungary, Slovakia and Slovenia.

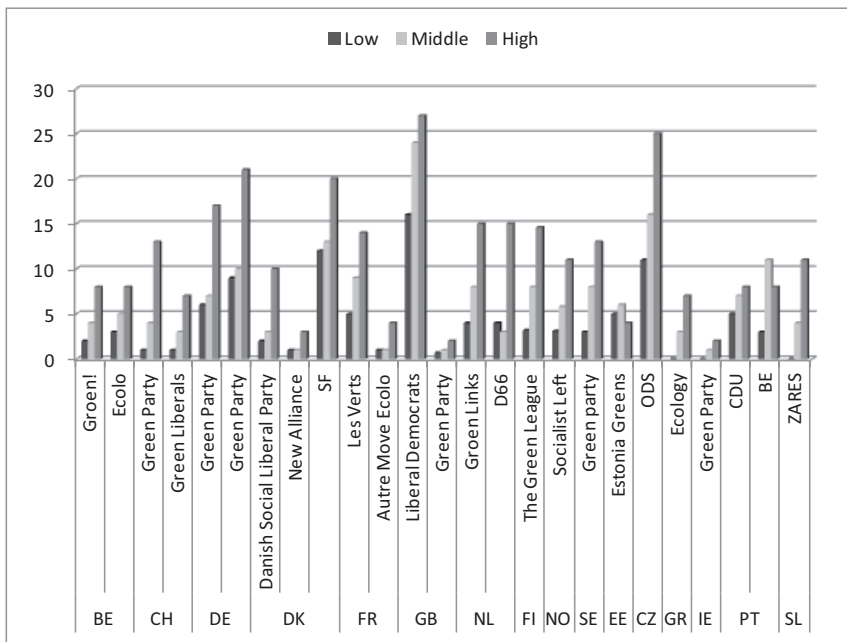
At the other end of the field are the green and libertarian parties, such as D66 and GroenLinks in the Netherlands, Die Grünen in Germany, Groen! and Ecolo in Belgium, Les Verts in France, and the Liberal Democrats in the United Kingdom, to name but a few. Since the late 1970s, the green parties have become established political actors throughout western Europe. According to Dolezal (2010: 548), they “are supported by voters who are young, highly educated, work as social-cultural specialist or are students (...). These structural components are connected with environmental, libertarian, and pro-immigration attitudes”. Dolezal based his conclusions on an analysis of green parties in twelve European countries. Our analysis of the ESS data for 23 coun-

tries yields similar conclusions, as can be observed from Figure 12. In all countries, the green and social liberal parties predominantly attract voters from the high end of the educational spectrum.

The political support shown by the different educational groups for these new political parties also emerges at the level of party affiliation – the political parties people feel closest to. Party affiliation reflects the educational dividing lines; highly educated citizens feel more strongly affiliated with the green and libertarian parties; lower-educated citizens are more strongly attracted to the political parties on the other side of these new divisions: the populist parties.

Both party families, the nationalist populist parties on the one hand, and the greens and social liberals on the other hand, embody the institutionalization of the new conflict line. They have gained a place in the political arena, because they represent groups of voters who not only share a particular set of issue attitudes, but also specific social characteristics – their educational background. However, unlike with other cleavage dimensions such as class, religion, or region, these new political parties do not explicitly articulate the interests of lower or higher educated citizens. There is no “University Graduate Party” or a “Union for the Low Educated” – in the same vein as the “Labour Party”, the “Christlich Soziale Union”, or the “Lega Nord” which explicitly refer in their names to the social groups they organize and represent.

Figure 12 *Voting for green party or left liberal party by education (%)*



Source: ESS

Differences, divides or a full cleavage?

Our aim in this paper was to explore the contours of an emerging educational cleavage in Europe on the basis of the ESS 2010 data. Following the lines of Bartolini & Mair's modern classic, three conditions must be met for social or political differences to become a full cleavage: educational groups must: (a) share socio-demographic characteristics; (b) have developed a shared mindset, values or political preferences; and (c) articulate these preferences in the political arena through various aspects of political behaviour that are organized by political parties and other organizations. On the basis of this first exploration, a few preliminary conclusions can be drawn.

First, the structural element: can we observe socio-structural differences between the well and the low educated, as social groups, across a range of European countries? We have used three proxy indicators: the percentage of well educated citizens in the population (segmentation), income differences (stratification), and homogamy (segregation). In all European countries, the numbers of the well educated have risen sharply in the past four decades and in many countries the well educated have become a very sizable social group, almost on a par with the low or the middle educated categories. Levels of education are important drivers of differences in income levels and we also see strong levels of educational homogamy, particularly among the well educated, which is indicative of the sort of social closure Lipset & Rokkan had in mind. Segmentation and segregation along educational lines are strongest in the Nordic and Western European countries – the impact of large cohorts with higher levels of education. The stratification along educational lines is, however, more evident in the Eastern and Southern European countries.

Secondly, the attitudinal element: Can we observe attitudinal differences between well educated citizens and those with less education across a range of European countries? There are some minor differences regarding the traditional left-right placement and the related issue of the reduction of differences in levels of income. However, the most significant differences can be observed regarding the relatively new cultural issues that have become salient in the past decades. The low educated have more nationalist, anti-immigration and Eurosceptic political preferences. The well educated, on the other hand, endorse more cosmopolitan, pro-immigration and pro-European values (compare also Houtman et al., 2008; Kriesi et al., 2008; Fligstein, 2008). This can be observed across all 23 countries.

Thirdly, the institutional element: Can we observe differences in political organization between the well and the low educated across a range of European countries? Particularly in Western and Northern European countries, the emergence of two new types of parties is evident: green and social liberal parties on the one hand, versus the new nationalist-populist parties on the other. The electorate of the former party family is predominantly well educated, whereas the nationalistic, right-wing parties, with the exception of former communist countries, tend to get most of their votes from the less and middle educated. In addition, we see similar differences in party affiliation between well educated and less well educated citizens.

Finally, to what extent do these social-structural, attitudinal and institutional differences coincide? In their seminal essay, Lipset & Rokkan (1967: 152) warned that “any attempt at comparative analysis across so many divergent national histories is fraught with grave risks. It is easy to get lost in the wealth of fascinating detail, and it is equally easy to succumb to facile generalities and irresponsible abstractions.” In an attempt to avoid both these traps, we formalized the differences between the countries – based on the correlations of education within each of the distinct cleavage elements (see table A in the Appendix) – and have put the results in table 1.

Table 1 *Emerging educational cleavage elements*

	Structural Cleavage Element	Attitudinal Cleavage Element	Behavioural Cleavage Element
1 United Kingdom	-	+	-
2 Ireland	+	+	-/+
3 Switzerland	+	+	+
4 Germany	+	+	-
5 France	-	+	-
6 Belgium	+	+	+
7 Netherlands	+	+	+
8 Denmark	-	+	+
9 Norway	-/+	+	+
10 Sweden	+	+	+
11 Finland	+	+	+
12 Bulgaria	+	-	+
13 Czech Republic	+	-	-
14 Estonia	+	-	-
15 Croatia	+	-	+
16 Hungary	+	-	-
17 Poland	+	-/+	+/-
18 Slovenia	+	+	+
19 Slovakia	-/+	-	-
20 Spain	+	+	-
21 Portugal	+	-	+
22 Greece	+	-	+
23 Cyprus	+	+	+

Table 1 consists of the three component elements that mark the key dimensions of an educational cleavage. It records whether the contours of these elements are present (or observable) in a given country. A plus in this assessment table indicates that education is associated (based on a correlation value higher than .2) with the indicators grouped under the cleavage elements. These “ratings” or plusses need to be interpreted with a degree of caution, as this assessment is the result of a first exploratory analysis.

On the basis of this first, provisional analysis, we can perceive some patterns. The degree to which the contours of this educational cleavage have been crystallized and transformed into a “full cleavage” varies within Europe. As was expected, educational differences matter most in the Western and Northern countries of Europe, such as Switzerland, Belgium, the Netherlands, Sweden, Finland and, to a somewhat lesser extent, Ireland and Norway. In these countries, the contours of something resembling a full cleavage are visible. In the Mediterranean countries, not all cleavage elements

are clearly present, with the exception of Cyprus.¹⁰ The link between education and the attitudinal and institutional elements, such as the rise of nationalist parties, is the weakest in Eastern European countries, with the exception of Slovenia.

The regional variation, both in political behaviour and political preferences, indicates that there are substantial differences between the countries in the different regions. Even though the countries in the sample are all democratic, their particular histories and political opportunity structures seem to play a role in the emergence of an educational cleavage. For example, within the set of Western European countries, the attitudinal differences have not developed into a positional divide in the UK (Kriesi & Frey, 2008). While recently the social liberal Lib Dems have successfully moved to the fore, the electoral system makes it very difficult for new nationalistic parties – such as the UKIP or the more extreme British National Party – to enter Parliament. Similarly, in Germany, a very strong green party has been established, while, as yet, no nationalistic counterpart has emerged (Dolezal, 2008; Bornschier, 2012).

Educational cleavages and political change: Discussion

This paper aimed to explore the formation of the educational cleavage in different European democracies. Using the conceptual model developed by Deegan-Krause made it possible to establish a more comparatively and structurally oriented framework for analyzing the emergence of new educational divides and, in some instances, a cleavage. Rather than focusing on full cleavages, we looked at “cleavageness”: stages of cleavage formation across 23 European countries. We carried out a first systematic assessment of various cleavage elements in a comparative perspective. However, it is still too early to reach definite conclusions about the standing of these new emerging cleavages. A valid assessment of a “full cleavage” would require an extended discussion of a range of other issues – including more, and more sophisticated, indicators of the various elements – that go beyond the limits of a single paper.

Similarly, establishing a full cleavage would require a far more extensive monitoring and measuring of the emergence and “freezing” of these new potential cleavages and of the social and political conditions for their formation, development and survival. An empirical assessment of the evolution of cleavages requires a more longitudinal or comparative descriptive analysis, exploring the uniformity of political attitudes and behaviour of new social groups. At the same time, it has to extend the analysis to integrating a top-down perspective. Can we identify critical junctures on the way? What are the institutional and organizational actors that keep these social groups together as groups, articulate and construct shape preferences, and supply political parties with candidates and support – i.e. what are the equivalents of the unions and churches in previous cleavage formations? Which political actors or organizations create and exploit new identifications?

And then there are the traditional cleavages. Of course, political differences based on education are by no means the only socially relevant differences. Lipset & Rokkan (1967) traced the support of the party system in European democracies to a series of cleavages that emerged during the national and industrial revolutions. Although

some of these traditional socio-demographic categories are losing their relevance, it is uncertain if, and to what extent, the overall social content of politics is declining. The decline of mass organizations is not only affecting political parties (Van Biezen et al., 2012); widespread social fragmentation has faded mechanisms for organizing civic life (Putnam, 2000) and group-based "identity politics" have lost more and more ground. Alternatively, the dense networking potential of today's new communication technology enables different forms of political mobilization and organization (Bennet, 2012). For a full understanding of the restructuring of European politics, we need to have a broader perspective on the profound political changes that have made it possible for new social-structural (or cultural) categories to become relevant for the mobilization of politically relevant groups. The discussion on the relevance of old cleavages and the emergence of new cleavages will certainly continue (Deegan-Krause & Enyedi, 2010). It is, however, clear that while education, as a socio-demographic category, played only a minor role in the Lipset & Rokkan framework, it has become more salient in contemporary politics; and that the (further) emergence of these educational differences, divides and cleavages can have a significant impact on the working of European democracies.

Appendix

Table A *Education by cleavage indicators – structural elements, issue attitudes and political behaviour – correlations and associations*

country	Stratification: income (correlation)	Segregation: partners' highest level of education (correlation)	Structural cleavage element	Cultural issues: immigration bad or good for country's economy (correlation)	Country's cultural life undermined or enriched by immigrants (correlation)	Attitudinal cleavage element	Voting behaviour (Cramer's V)	Political party affiliation (Cramer's V)	Behaviour cleavage element
1 UK	.05	.11	-	.31	.31	+	.13	.13	-
2 Ireland	.47	.63	+	.25	.28	+	.15	.23	-/+
3 Switzerland	.34	.30	+	.24	.24	+	.23	.20	+
4 Germany	.26	.55	+	.25	.23	+	.13	.17	-
5 France	.17	.10	-	.35	.38	+	.19	.18	-
6 Belgium	.21	.20	+	.24	.24	+	.20	.23	+
7 Netherlands	.27	.33	+	.27	.29	+	.27	.26	+
8 Denmark	.19	.16	-	.29	.38	+	.21	.21	+
9 Norway	.18	.51	-/+	.29	.30	+	.21	.21	+
10 Sweden	.34	.56	+	.31	.32	+	.22	.21	+
11 Finland	.27	.61	+	.23	.27	+	.26	.27	+
12 Bulgaria	.44	.75	+	.07	-.00	-	.27	.30	+
13 Czech Rep	.22	.43	+	.08	.08	-	.14	.16	-
14 Estonia	.26	.54	+	.14	.09	-	.18	.18	-
15 Croatia	.37	.42	+	.11	.19	-	.21	.23	+
16 Hungary	.40	.42	+	.19	.15	-	.14	.12	-
17 Poland	.46	.66	+	.15	.22	-/+	.21	.16	+/-
18 Slovenia	.52	.34	+	.25	.23	+	.21	.23	+
19 Slovakia	.18	.23	-/+	.16	.14	-	.17	.19	-
20 Spain	.43	.55	+	.30	.28	+	.14	.16	-
21 Portugal	?	.74	+	.19	.18	-	.22	.24	+
22 Greece	.35	.74	+	.17	.19	-	.21	.23	+
23 Cyprus	.47	.76	+	.25	.23	+	.22	.23	+

Notes

- 1 Although it is still debated whether years of education is a direct cause of participation (Verba, Scholzman & Brady, 1995), or only a proxy for other factors, such as social network position, cognitive ability or socialization (Nie, Junn & Stehlik-Barry, 1996; Kam & Palmer, 2008; Berinsky & Lenz, 2011).
- 2 This index is published each year by the World Economic Forum, see: www.weforum.org.
- 3 The Knowledge Economy Index is available at www.worldbank.org/kam.
- 4 A commonly used approach at the individual level focuses on studying cleavage voting. This is the indirect effect of a socio-structural variable via value orientations or issue positions on party choice – a causal chain that does not always completely come into play (Knutsen, 1995; Bornschie, 2009: 6).
- 5 This study is based on the cumulative data file (edition 2.0) for Round 5 of the European Social Survey (ESS).
- 6 Excluded from our analysis are Israel, Lithuania, Ukraine and Turkey. Austria, Italy and Malta were not part of the ESS survey.
- 7 For a full description of the data set, see www.europeansocialsurvey.org.
- 8 Citizens with no formal qualifications at all, or who have been educated up to the primary level (did not complete primary education, primary, or first stage of basics), are considered to be *low educated*. Those with secondary education (lower secondary, upper secondary and post-secondary non-tertiary) form the *middle educated* group. Citizens with a degree from tertiary education (first or second stage) belong to the *highly educated* group.
- 9 Girls began to enter higher education on a large scale in the late 20th century (Esping-Andersen, 2009: 21). This female advancement in academia has created the necessary condition for homogamy, which is used here as a proxy measure for educational segregation.
- 10 However, the results for Cyprus should be interpreted with great caution, given the low number of respondents.

References

- Aarts, K. & Thomassen, J. (2008). Dutch Voters and the Changing Party Space 1989-2006. *Acta Politica*, 43: 203-234.
- Achterberg, P. (2006). *Considering Cultural Conflict: Class Politics and Cultural Politics in Western Societies*. Maastricht: Shaker Publishing.
- Allardt, E. (1968). Past and Emerging Political Cleavages. In O. Stammer (ed.), *Party Systems, Party Organizations, and the Political of New Masses*, Beiträge zur 3er. internationalen Konferenz über vergleichende politische Soziologie, Berlin, 15-20 Januar 1968, Berlin: Institut für politische Wissenschaft an der Freien Universität Berlin, pp. 66-76.
- Almond, G.A. & Verba, S. (1963). *The Civic Culture: Political Attitudes and Democracy in Five Nations*. Princeton: Princeton University Press.
- APSA (American Political Science Association) Taskforce on Inequality and American Democracy, (2006). *Inequalities of Political Voice*. www.apsanet.org (6 April 2008).
- Bartolini, S. (2000). *The Class Cleavage: the Political Mobilization of the European Left*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Bartolini, S. & Mair, P. (1990). *Identity, Competition and Electoral Availability*, Cambridge: Cambridge University Press.

- Bell, D. (1973). *The Coming of Post-Industrial Society. A Venture in Social Forecasting*. New York: Basic Books.
- Bennet, W.L. (2012). The Personalization of Politics: Political Identity, Social Media, and Changing Patterns of Participation. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 644: 20-39.
- Berg, J. van den & Coffé, H. (2012). Educational and cleavages in voting behaviour in Belgium: The effect of income, EGP class and education on party choice in Flanders and Wallonia. *Acta Politica*, 47 (2): 151-180.
- Berinsky, A. & Lenz, G. (2011). Education and political participation: Exploring the causal link. *Political Behavior*, 33: 357-373.
- Bourdieu, P. (1984). *Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste*. London: Routledge and Kegan Paul.
- Bornschieer, S. (2009). Cleavage Politics in Old and New Democracies. *Living Reviews in Democracy*, <http://democracy.livingreviews.org>.
- Bornschieer, S. (2010). The New Cultural Divide and the Two-Dimensional Political Space in Western Europe. *West European Politics*, 33 (3): 419-444.
- Bornschieer, S. (2012). Why a right-wing populist party emerged in France but not in Germany: cleavages and actors in the formation of a new cultural divide. *European Political Science Review*, 4 (1): 121-145.
- Bovens, M. & Wille, A. (2010). The education gap in political participation and its political consequences. *Acta Politica*, 45 (4): 393-422.
- Bovens, M. & Wille, A. (2011). *Diplomademocratie: over de spanning tussen meritocratie en democratie*. Amsterdam: Bert Bakker.
- Brug, W. van der (2008). Een crisis van de partijdemocratie?. *Res Publica*, 50 (1): 33-48.
- Brug, W. van der & Spanje, J. van (2009). Immigration, Europe and the "New" Cultural Cleavage. *European Journal of Political Research*, 48: 308-334.
- Campbell, D.E. (2006). What is Education's Impact on Civic and Social Engagement. In *Measuring the Effects of Education on Health and Civic Engagement: Proceedings of the Copenhagen Symposium*, 25-126. Paris: OECD.
- Castells, M. (1997). *The Information Age: Economy, Society and Culture*. Oxford: Blackwell.
- Clark, T. & Lipset, S.M. (1991). Are Social Classes Dying? *International Sociology*, 6 (4): 397-410.
- Collins, R. (1979). *The Credential Society: A Historical Sociology of Education and Stratification*. New York: Academic Press.
- Dahlström, C., Lapuente, V. & Teorell, J. (2012). The Merit of Meritocratization: Politics, Bureaucracy, and the Institutional Deterrents of Corruption. *Political Research Quarterly*, 65 (3): 656-668.
- Deegan-Krause, K. (2007). New Dimensions of Political Cleavage. In Russell J. Dalton & H-D. Klingemann (eds.), *Oxford Handbook of Political Behaviour*, Oxford: Oxford University Press: 538-556.
- Deegan-Krause, K. & Enyedi, Z. (2010). Agency and the Structure of Party Competition: Alignment, Stability and the Role of Political Elites. *West European Politics*, 33 (3): 686-710.
- Dekker, P. & Meer, T. van der (2009). Opleidingsverschillen verder onderzocht. In P. Dekker, T. van der Meer, P. Schyns & E. Steenvoorden (eds.), *Crisis in aantocht: Verdiepingsstudie Continu Onderzoek Burgerperspectieven 2008*, Den Haag SCP: 135-152.

- Dekker, P., Meer, T. van der, Schijns, P. & Steenvoorden, E. (2009). *Crisis in aantocht? Verdiepingsstudie Continu Onderzoek Burgerperspectieven*. Den Haag: Sociaal Cultureel Planbureau.
- Dolezal, M. (2008). Germany: the dog that did not bark. In Kriesi, H., Grande, E., Lachat, R., Dolezal, M., Bornschie, S & Frey, T. (eds.). *West European Politics in the Age of Globalization*. Cambridge: Cambridge University Press: 208-233.
- Dolezal, M. (2010). Exploring the Stabilization of a Political Force: The Social and Attitudinal Basis of Green Parties in the Age of Globalization. *West European Politics*, 33 (3): 534-552.
- Elchardus, M. (2012). Onderwijs als (nieuwe) sociale scheidslijn. In *De sociale klasse voorbij. Over nieuwe scheidingslijnen in de samenleving*, Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties, Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschap, Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, SCP en RMO, Den Haag, 2012: 35-84.
- Enyedi, Z. (2008). The Social and Attitudinal Basis of Political Parties: Cleavage Politics Revisited. *European Review*, 16 (3): 287-304.
- Esping-Andersen, G. (2009). *The Incomplete Revolutions: Adapting to Women's New Roles*. Cambridge: Polity Press.
- Fligstein, N. (2008). *Euroclash: The EU, European Identity, and the Future of Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Florida, R. (2004). *The Rise of the Creative Class*. New York: Basic Books.
- Gesthuizen, M. (2005) How Socially Committed are the Dutch Low-Educated? Historical Trends, Life-Course Changes and Two Explanations for Educational Differences. *European Sociological Review*, 22 (1): 91-105.
- Goldthorpe, J.H. (1980). *Social Mobility and Class Structure in Britain*. Oxford: Clarendon Press.
- Haandrikman, K. (2011). Spatial homogamy: the geographical dimension of partner choice. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 102 (1): 100-110.
- Houtman, D. (2001). Class, Culture, and Conservatism: Reassessing Education as a Variable in Political Sociology. In *The Breakdown of Class Politics: A Debate on Post-Industrial Stratification*, T.N. Clark & S.M. Lipset (eds.) Boulder, CO: Westview: 161-95.
- Houtman, D., Achterberg, P. & Derks, A. (2008). *Farewell to the Leftist Working Class*. New York: Transaction Publishers.
- Inglehart, R. (1977). *The Silent Revolution: changing values and political style among western publics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Kalmijn, M. & Kraaykamp, G. (2007). Social stratification and attitudes: a comparative analysis of the effects of class and education in Europe. *The British Journal of Sociology*, 58 (4): 547-576.
- Kam, C. & Palmer, C. (2008). Reconsidering the effects of education on political participation. *Journal of Politics*, 70 (3): 612-631.
- Knutsen O. (1995). The impact of Old politics and New politics value orientations on party choice: A comparative study. *Journal of Public Policy*, 15 (1): 1-63.
- Knutsen, O. (2009). Cleavage. *APSA-CP*, 20 (2): 14.
- Koster, W. de, Achterberg, P., Houtman, D. & Waal, J. van der (2010). Van God los: Post-Christelijk cultureel conflict in Nederland. *Sociologie*, 6 (3): 27/49.
- Kriesi, H. (1998). The transformation of cleavage politics. *European Journal of Political Research*, 33 (2): 165-85.
- Kriesi, H. (2010). Restructuration of Partisan Politics and the Emergence of a New Cleavage Based on Values. *West European Politics*, 33 (3): 673-685.

- Kriesi, H., Grande, E., Lachat, R., Dolezal, M., Bornschieer, S. & Frey, T. (2008). *West European Politics in the Age of Globalization*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kriesi, H. & Frey, T. (2008). The United Kingdom: Moving parties in a stable configuration. In Kriesi, H., Grande, E., Lachat, R., Dolezal, M., Bornschieer, S. & Frey, T., *West European Politics in the Age of Globalization*. Cambridge: Cambridge University Press: 183-207.
- Kriesi, H., Grande, E., Dolezal, M., Helbling, M., Hoglinger, D., Hutter, S., & Wüest, B. (2012). *Political Conflict in Western Europe*. Cambridge: Cambridge University Press,
- Lipset, S.M. (1959). *Political Man: The Social Bases of Politics*. Baltimore: John Hopkins University Press.
- Lipset, S.M. & Rokkan, S. (1967). Cleavage Structures, Party Systems and Voter Alignments: an Introduction. In Lipset, S.M. & S. Rokkan (eds.), *Party Systems and Voter Alignments: Cross-National Perspectives*. New York: Free Press.
- Lijphart, A. (1999). *Patterns of Democracy*. New Haven: Yale University Press.
- McNamee, S. & Miller, jr., R. (2009). *The Meritocratic Myth*, 2nd ed. Lanham: Rowman & Littlefield Publishers.
- Nie, N.H., Junn, J. & Stehlik-Barry, K. (1996). *Education and Democratic Citizenship in America*. Chicago: University of Chicago Press.
- Norris, P. (2011). *Democratic Deficit: Critical Citizens Revisited*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Putnam, R.D. (2000). *Bowling Alone: The collapse and revival of American community*. New York: Simon and Schuster.
- Reich, R. (1991). *The Work of Nations: Preparing Ourselves for 21st-Century Capitalism*. London: Simon and Schuster.
- Stubager, R. (2010). The Development of the Educational Cleavage: Denmark as a Critical Case. *West European Politics*, 33 (3): 505-533.
- Van Biezen, I., Mair, P., Poguntke, T. (2012). Going, going, ... gone? The decline of party membership in contemporary Europe. *European Journal of Political Research*, 51 (1): 24-56.
- Verba, S. & Nie, N.H. (1972). *Participation in America: Political Democracy and Social Equality*. New York: Harper and Row.
- Verba, S., Nie, N.H. & Kim, J. (1978). *Participation and Political Equality: A Seven-Nation Comparison*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Verba, S., Lehman Schlozman, K. & Brady, H.E. (1995). *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Waal, J. van der, Achterberg, P. & Houtman, P. (2007). Class Is Not Dead – It Has Been Buried Alive: Class Voting and Cultural Voting in Postwar Western Societies (1956-1990). *Politics and Society*, 35 (3): 403-426.
- Waal, J. van der, Achterberg, P., Houtman, D., Koster, W. de & Manevska, K. (2010). "Some are more equal than others": economic egalitarianism and welfare chauvinism in the Netherlands. *Journal of European Social Policy*, 20 (4): 350-363.
- Werfhorst H.G. & Graaf, N.D. de (2004). The sources of political orientation in post-industrial society: social class and education revisited. *The British Journal of Sociology*, 55 (2): 211-235.
- Wilkinson, R. & Pickett, K. (2010). *The Spirit Level: Why Equality is Better for Everyone*. London: Penguin books.
- Wirth, H. (2000). *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl: Eine empirische Analyse zum Wandel der bildungs- und klassenspezifischen Heiratsmuster*. Opladen: Leske + Budrich.
- Wright, E.O (1985). *Classes*. London: Verso.

The Development of Interpersonal Trust and its Relation to Economic Performance

Ruben de Blik

We explore what makes societies more optimistic in terms of trust and whether this development supports economic growth. Using panel regressions and a new measure for interpersonal trust, the average level of interpersonal trust as found in the European Social Survey, we show that both direct and indirect mechanisms pertaining to the economic and social environment affect trust. Most importantly, a phenomenon that naturally arises due to economic growth, urbanization, has a large negative effect on the growth of trust, yet a positive and twice as large an effect on economic performance as does an increase in trust. In terms of balancing social policy with economic growth, we argue that increasing the level of education and diminishing linguistic barriers are effective candidates to counter this contradictory development.

Introduction

Economists have become increasingly aware of the relation between social capital, culture and economic performance (Knack & Keefer, 1997; Schneider et al., 2000; Zak & Knack, 2001; Casey, 2004; Sabatini, 2008; Whiteley, 2008; Dearmon & Grier, 2009; Dincer & Uslaner, 2009; Guiso et al., 2009; Roth, 2009; Breuer & McDermott, 2010; Algan & Cahuc, 2010; Anderlini & Terlizzese, 2011; Bjørnskov, 2012a). Although cross-sectional differences of social capital and economic growth rates between countries have been documented quite substantially, it is not fully understood through which mechanisms trust fosters economic growth. Many cultural characteristics that affect social and economic interactions can be considered to have historical or even genetic origins (Acemoglu et al., 2001; Fehr, 2009; Bergh & Bjørnskov, 2011; Ashraf & Galor, 2013), resulting in quite stable societal norms and values over time (Inglehart & Baker, 2000). Social capital, on the other hand, has been shown to be subject to profound change (Putnam, 1995; Paxton, 1999; Putnam, 2000; Green et al., 2011). With economic and societal change becoming increasingly intertwined as well as salient, as recently exemplified by the financial crisis of 2008 followed by the global rise of "Occupy movements" geared towards publicly expressing feelings of distrust towards the motivations of the financial sector and its employees, an analysis of the dynamic interplay between social and economic capital seems long overdue. This article takes a rational, as opposed to a moralistic, approach to trust to identify what makes societies more

optimistic in terms of trust. Namely, we aim to identify mechanisms that affect social capital in a causal manner. Consequently, this allows for a better understanding of increasingly interrelated phenomena, as well as identifying key economic and social areas for policy makers to improve upon to make modern societies work (both socially and economically). Finally, to provide support for the (economic) impact of social capital, and to align our analysis with previous empirical research, we examine whether the growth of a society's stock of social capital also implies a growth in economic terms.

This paper presents two separate but related analyses. The first describes the development of social capital, as expressed by interpersonal trust. Our analysis is focused on a previously unused data set: the European Social Survey (ESS). The ESS is a population-representative biannual survey aiming to measure subjective opinions on various personal and societal characteristics. Furthermore, because the survey is held within a fixed interval it is a more suitable candidate to measure temporal change than, for instance, the World Values Survey. We focus solely on country characteristics that are subject to longitudinal change.

We identify two mechanisms to model changing interpersonal norms and values. The first is best described by Bowles (1998) as the development of endogenous preferences, or the change of interpersonal values due to changes in the economic environment. Such changes may be direct, as for instance when an (exogenous) economic shock such as unemployment affects social life. Conversely, changes may be indirect, through the dissemination of cultural values through, for instance, the educational system. The second mechanism, social polarization, is a more traditional source for explaining differing norms and values. It postulates that changes largely stem from developments that increase the social distance between population members, such as an increase in cultural or ethnic diversity in a country (see for instance Bjørnskov, 2007).

We show that in isolation, direct economic effects such as the unemployment rate and the level of GDP per capita appear to have a significant effect on interpersonal trust (the former having a negative and the latter having a positive effect). However, when controlling for indirect economic effects, such as the level of income inequality and the share of people living in urban areas (a common development in modern economies), as well as for social polarization effects through linguistic heterogeneity, the direct effects vanish. This suggests that economic effects and socially polarizing effects are transmitted through mechanisms that make their impact on the (perceived) social distance between population members more salient.

The second part of our analysis describes the relationship of interpersonal trust to economic performance. The expected causal relationship is found: a growth in the average level of interpersonal trust in a society also increases its economic performance. Furthermore, we show that these results are robust against endogeneity. Interestingly, however, we find that the share of people living in urban areas and the level of interpersonal trust are negative complements. Paradoxically, countries with growing urban populations obviously benefit economically (for instance, through higher supplies of labour, lower transportation costs, etc.), yet this condensation of social oppor-

tunities negatively affects trust. More specifically, the economic effect of a higher degree of urbanization is on average twice as big as the effect of an increase in the average level of trust. Additionally, we show that societies that become more egalitarian (economically and socially) are potentially able to offset these negative social effects, while maintaining positive economic growth: by investing in policies that increase the level of education and decrease linguistic barriers and income inequalities.

The remainder of this paper is organized as follows. The next section will present the theoretical framework for the proposed empirical analysis. The data section will deal with the variable operationalizations. In the fourth section we will present the methods, models and estimation results. Finally, our research conclusions are presented.

Theoretical framework

In its most elementary form, the economy can be viewed as a multitude of collaborations between individuals. To achieve their (selfish) goals individuals are dependent upon each other. Collaborations necessitate a mutual investment of individuals in honesty, reliability and reputation to be successful (Fukuyama, 1996, 2001). Trust, or “the belief that others will not deliberately or knowingly do us harm, if they can avoid it, and will look after our interests, if this is possible” (Delhey & Newton, 2005), is the foundation for this success.

The literature generally recognizes three dimensions of trust (Newton & Zmerli, 2011). The first dimension, thick trust, is trust that is built in compact, dense networks of people, such as family or friend networks. The second, interpersonal trust, is defined as trust that emerges through “spontaneous sociability”, or trust that builds through loose relations with non-kin individuals (i.e. strangers). The third, institutional trust, is empirically most often regarded as trust in the political system, government and major companies. The central claim for this final dimension is that societies with “... institutions that enforce or encourage trustworthy behaviour (police, courts, civil service and welfare institutions), will develop high levels of social and political trust” (Newton & Zmerli, 2011: 173).

A number of mechanisms have been proposed to explain the effect of trust on economic performance. Firstly, trust has the ability to reduce transaction costs, as it can supplant the negotiation, monitoring and enforcement of property rights, contracts and law (Ring & Van de Ven, 1992; Gulati, 1998; Ben-Ner & Putterman, 2009), as well as increase the speed and quality of information diffusion across networks of individuals (Uzzi, 1996; Cagno & Sciubba, 2010). Furthermore, because trust mitigates principal-agent problems, principals in high-trust economies can cut down on expenses and efforts associated with the monitoring of agents, and devote more time and energy to innovative activities with accompanying higher economic pay-offs (Guiso et al., 2004; Akçomak & Ter Weel, 2009). Thirdly, trust facilitates in collective action problem solving: it allows more easily for consensus to be reached, as it is based on a common set of norms and values (Ostrom, 1990; Alesina & Ferrara, 2005).

There exists a general consensus in the literature that of the three aforementioned dimensions, interpersonal trust most strongly influences economic outcomes. However, while anecdotal evidence is abundant (Portes & Sensenbrenner, 1993; Fukuyama, 1995; Putnam et al., 1994; Putnam, 2007), the intuitive causal role of trust in society often seems hard to capture in a rigorous empirical manner. For instance, Knack & Keefer (1997), Beugelsdijk & Schaik (2005) and Dearmon & Grier (2009) show that differences between levels of interpersonal trust also (partially) explain differences between economic growth between countries. Furthermore, Dincer & Uslaner (2009) show that the level of interpersonal trust positively correlates with indicators of economic performance, such as the growth of income and the level of employment for U.S. regions. Contrary to these results, Berggren et al. (2008) show that the relationship between interpersonal trust and economic growth is quite unstable and sensitive to outlier-bias. Furthermore, Beugelsdijk & Schaik (2005) show there is no evidence for the supporting role of trust in explaining economic growth for 54 European regions.

We argue that the absence of a dynamic (longitudinal) analysis of trust has contributed to these mixed results. Our reasoning is twofold. Firstly, a longitudinal approach more naturally models how trust operates among individuals of a society. Most notably, agents are not naive and are able to update their beliefs about the trustworthiness of other agents. When collaborating with other individuals rational economic agents acknowledge that individuals hold different incentives to trust and that, as such, adopting a very optimistic or pessimistic trusting disposition may open the doors to third-party exploitation (Shinada & Yamagishi, 2007). Through collaborative interactions with other population members individuals learn the appropriate level of interpersonal trust to hold to (on average) be right about the trusting disposition of the next member of the population with whom a collaboration is started (Hardin, 1993; McEvily, 2011). If we assume that a country's economy can be modelled as the aggregate of a finite number of economic exchanges with a certain degree of anonymity (implying that trust is a necessary prerequisite for the success of these exchanges), then observing higher average levels of trust within countries should imply lower costs of facilitating these exchanges (for instance through contracts or monitoring) as well as lower costs for compensating losses (because on average a growth in the level of interpersonal trust lowers the chance of exploitation) (Ahn & Esarey, 2008; Anderlini & Terlizzese, 2011).

Secondly, not only do agents respond to outcomes of (direct) interactions with other agents, they also respond to changes in the economic, social and cultural environment in which these interactions take place. Furthermore, changes in one environment are often endogenously determined by changes in another. In this respect, the most important is the economic environment, which can either have a direct or indirect effect on norms and values (Bowles, 1998). For instance, there exists a difference in the outlook of the trustworthiness of others between employed and unemployed individuals (Lindström, 2009). Here, the direct economic environment (employment) influences the social environment (interpersonal trust). A similar rationale holds when investigating changing levels of trust on a macro-level. For instance, Aghion et al. (2010) show that with regard to institutional quality (an important prerequisite of trust) there is a

difference between the type of governance demanded for by modern economies and economies currently under transition (modernizing). Whereas interpersonal trust becomes increasingly more important in countries with economies of the latter form, countries with transitory economies have a hard time catching up with the high-trust levels of modern economies and end up with highly regulated markets due to an (endogenously determined) higher demand for governance.

To exemplify, Figure 1 shows a visualization of the different trust levels in Europe. Panel "a" shows the pooled average values for trust and reveals what is usually found in the cross-sectional literature: high levels of trust for the Nordic countries and declining levels of trust when one moves towards the equator. However, panel "b" sheds a different light on trust: it shows the development of trust, which in this figure is expressed as the pooled average percentage change of trust for a country. We see here that more modern economies, such as those found in the northwestern part of Europe, also have rather stable trust values. However, economies (and societies) that have only recently started to modernize substantially, such as those found in Eastern Europe, show stronger increases in interpersonal trust with averages of about 4 to 8%.

Figure 1 Panel a – Average level of interpersonal trust

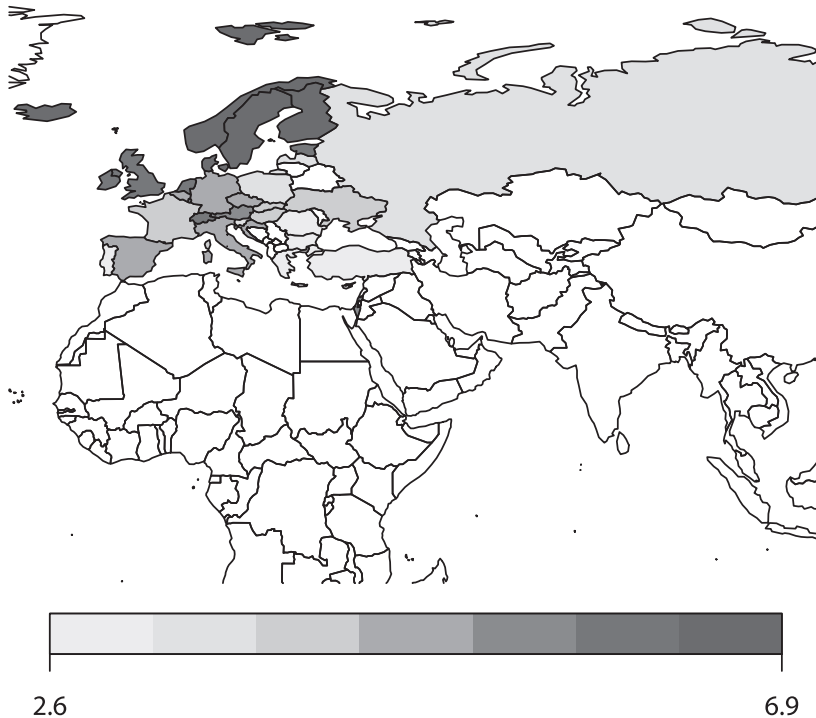
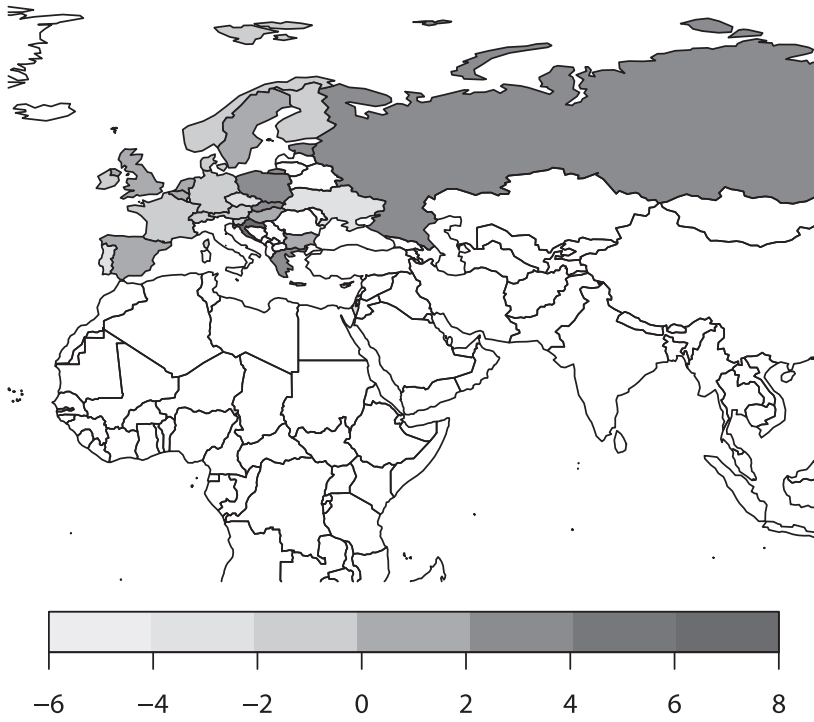


Figure 2 Panel b – Average % difference interpersonal trust



Taking the effect of economic modernization into account, the first aim of this paper is to identify the mechanisms that cause this change. Secondly, the paper investigates if increasing levels of trust positively contribute to a country's economic performance. In the following section a number of hypotheses will be derived to guide the modelling of both these questions. Where possible a conceptual overlap with previous operationalizations from cross-sectional research will be guaranteed as to allow for comparisons. Note that all hypotheses assume the macro-level as the level of analysis.

Trust: Sources and mechanisms

Through which mechanisms does trust develop? Previous cross-sectional research has suggested a number of sources for this development. We will adapt these to our longitudinal data, where possible, and augment them with additional sources that are able to explain differing growth trajectories of trust. In terms of the development of trust in relation to the economic environment, a simple bifurcation is made between sources that can be considered to affect trust exogenously and endogenously.

Exogenous sources

Human capital, most notably the level of education, has previously been shown to positively influence trust (Knack & Zak, 2003). The argument most often put forward is the following: populations with a higher level of education tend to be more open to a rational world view that promotes individualism and working-life success, yet recognizes the inherent mutual dependence of agents in (economic) interactions. Because the educational system is most often delivered as a public good, and because many countries have adopted policies to allow students to enrol in this system in a non-discriminatory manner (for instance, public education in the European Union is part of each individual's fundamental rights), we consider this source to be exogenous for explaining trust.

Hypothesis 1: A growth in the level of education increases the level of interpersonal trust.

Endogenous sources

The strictly exogenous nature of individual preferences has long been questioned (Bowles, 1998). Beyond classical arguments, including those that pertain to changing economic preferences through changing budget constraints, the central question here is whether the economic environment itself influences (subjective) social preferences, such as interpersonal trust. An interesting question naturally arises when viewing society from such an endogenous viewpoint: do economic circumstances directly affect interpersonal values, or are these affected when circumstances become salient through more palpable metrics, such as for instance the level of income inequality? Two direct and indirect mechanisms are identified.

The first direct source we consider is the average income level. In general, one can plausibly assume that a higher average income allows for a higher standard of living (see for instance Easterlin, 2000). Higher living standards have attached to them many positive social effects, such as an increase in a society's average level of happiness (Clark et al., 2008) and its level of interpersonal trust (Bjørnskov, 2008). The reasons for this are more obscure. However, we will adopt this hypothesis unaltered:

Hypothesis 2: An increase in the average income level increases the level of interpersonal trust.

Secondly, and related to income, we consider the unemployment rate. Rising unemployment has often been documented to be followed by a rise in criminal activity (i.e. Raphael & Winter Ebmer, 2001), which reduces trust (Alesina & Ferrara, 2000). Furthermore, there exists a difference in the outlook of the trustworthiness of others between employed and unemployed individuals: employed individuals are more optimistic about the trustworthiness of strangers (Lindström, 2009). On a macro-level, an increase in the number of people without jobs should thus translate into a lower average level of interpersonal trust.

Hypothesis 3: An increase in the unemployment rate decreases the level of interpersonal trust.

Thirdly, free-market economies allow for the co-existence of individuals with significantly different norms, values and interests. Such differences are reflected in each individual's social position: in free societies individuals are allocated according to merit, of which their reward (income, social recognition) is a reflection. However, high levels of income inequality may stir up feelings of unfairness and jealousy, and may increase the (perceived) social distance between population members, thus (indirectly) decreasing trust (Fischer & Torgler, 2006; Clark et al., 2008; Gustavsson & Jordahl, 2008; Bjørnskov, 2012b).

Hypothesis 4: An increasing income inequality decreases the level of interpersonal trust.

Fourthly, we consider the indirect effect of urbanization. The shift from rural to informal service economies, with the accompanying migration of population members to more urbanized areas, is an important effect of economic growth (Bradshaw, 1987). Although often praised as a catalyst for economic development (due to, for instance, a more centralized labour supply, lower transportation costs or increase in the speed of diffusion of information), urbanization may have derogatory effects on the interactions that take place in society (Glaeser, 1998). For instance, social anonymity in cities negatively affects the development of interpersonal trust (Marschall & Stolle, 2004). Furthermore, urban areas disproportionately attract immigrants that often form economically and socially secluded sub-populations, potentially harming interpersonal relations with other members of society (Portes & Sensenbrenner, 1993).

Hypothesis 5: An increase in the level of urbanization decreases the level of interpersonal trust.

Finally, we consider the (quality of the) government, or more specifically the rule of law (Bergh & Bjørnskov, 2011; Bjørnskov, 2012a). Through a superior implementation of checks and balances high-trust societies are able to limit corruption and exploitation, and build and support institutions that promote high levels of trust. A word of caution is warranted in terms of measuring the quality of the rule of law for our own analysis. Most notably, previous research has shown that governmental quality largely depends on historical circumstances, such as the nature of institutions as built through colonization (being either exploitative and extractive, or geared towards building and sustaining a general welfare) (Acemoglu et al., 2001). Furthermore, it has been shown that countries with economies in different stages of modernity where modernity is defined as a shift from rural labour with low knowledge intensity, to an economy based on services and high knowledge intensity, tend to respond differently to changes in the rule of law in terms of interpersonal trust (Aghion et al., 2010). Low-trust countries show higher economic growth numbers whenever rules and regulations are more restrictive, whereas growth is maintained for high-trust countries whenever rules are relaxed. Presumably, the latter effect occurs because de-intensifying governance opens up space for a more pure form of mutual dependence between agents which encourages agents to execute (more) transactions in the "incomplete contract domain". Such a domain inherently relies on interpersonal values such as trust and trust-

worthiness. Empirically, however, such concepts are hard to turn into objective metrics. We will return to this in Section 3. For now, we put forward the following general hypothesis.

Hypothesis 6: An increase in the quality of the rule-of-law increases the level of interpersonal trust.

Social polarization

Next to exogenous and endogenous sources we investigate two components which share a similar outcome: they cause societal polarization. In general polarization has a derogatory effect on societal cohesion. Exemplary of this phenomenon is racism, where belonging to a certain sub-population may lead to social and economic exclusion (Alesina & Ferrara, 2005). Diverse societies that do not promote or uphold mechanisms that allow for social and economic inclusion are prone to create a strong in-group bias with its members. This bias hampers the economic effect of increasing a group's radius of trust (Bjørnskov, 2008).

The first component we investigate is a society's linguistic fractionalization. Differences in languages spoken can cause problems associated with asymmetric information exchange, where the barrier of language simply keeps others (and their true motivations) "unknown" due to an absence of interaction, or simple miscommunication. This may inhibit the extension of the radius of trust, and on a macro-scale thus hamper the formation of social capital and trust (Anderson & Paskeviciute, 2006).

Hypothesis 7: An increase in the number of different languages spoken decreases the level of interpersonal trust.

Secondly, religion is often considered to be an important determinant of the existence or absence of interpersonal trust. Most notably, societies with a large share of religions that promote moral values that emphasize individual happiness and the importance of one's working life, such as Protestantism, score high on interpersonal trust (Bjørnskov, 2007). However, a country's share of religions is largely determined by historical factors. This clouds the analysis of its effect on trust within countries, as there are few short-term causal mechanisms that explain its change (if a relative change in the number of religious individuals is recorded at all, see for instance Inglehart & Baker, 2000). Alternatively, one can look at the level of religiosity in society. Religiosity is the intensity by which a religion is experienced by an individual or, when aggregated, a society. It has long been considered that religiosity negatively affects economic performance (Barro & McCleary, 2003; McCleary & Barro, 2006). We hypothesize that this is due to a decrease in the level of interpersonal trust, brought about by an increase in social distance between religious in- and out-groups.

Hypothesis 8: An increase in the level of religiosity decreases the level of interpersonal trust.

Economic performance: Sources and mechanisms

Finally, we investigate whether an increase in interpersonal trust pays off in economic terms. The hypothesis here is very much akin to the one put forward in traditional cross-sectional research (Westlund & Adam, 2010). As such, we will be brief here:

Hypothesis 9: An increase in the level of interpersonal trust increases economic performance.

The challenge in correctly specifying a model that allows to test for this final hypothesis is to appropriately control for a country's level of economic modernity. Increasingly knowledge-intensive economies become more dependent upon organizational forms for economic exchange that rely on trust (Adler, 2001; McEvily, 2011). Not taking this into account might over- or underspecify the effect of interpersonal trust on economic performance. We will elaborate on this subject in the following section.

Data

We relate average trust levels to the gross domestic and gross national product per capita for 33 countries in the European Social Survey in a panel-mode setting (survey years: 2002-2010, frequency: biannual). Two dependent variables are considered. The first measures the development of trust within countries. The second relates the development of these trust levels in each country to bi-annual changes in the gross domestic product per capita.

Dependent variables

Interpersonal trust

The ESS presents individuals with the question: "Generally speaking, would you say that most people can be trusted, or that you cannot be too careful in dealing with people?". Diverging from the statement in the WVS, it allows for a broader response, as respondents are asked to rate the extent to which they agree with the statement on an 11 point Likert scale (where 0 indicates that "You can't be too careful", and 10 indicates that "Most people can be trusted"). The weighted mean for each country is recorded.¹

Economic performance

Each country's gross domestic product per capita is extracted from the World Bank database.² GDP is calculated as: "the gross value added by all resident producers in the economy plus any product taxes and minus any subsidies not included in the value of the products". All data are in 2012 U.S. Dollars. Dollar amounts are converted from domestic currencies using single year official exchange rates (World Bank, 2012).

Control variables

The following control variables are considered for our analysis. Where possible, variables were aggregated (biannually) to match the ESS values.

To control for the level of human capital in each country the average years of education are extracted from the ESS. Furthermore, to measure the quality and (ultimate) productive output of education the number of patents filed by country residents is recorded using data from the World Intellectual Property Rights Organization. Furthermore, a variable measuring the sum of service exports and imports divided by the gross domestic product is extracted from the World Bank database. The variable aims to control for the modernity of the economy of a country, under the assumption that modernizing economies transition to knowledge-intensive economies with a higher share of service-economy activities, such as IT and finance (Chen, 2003; Powell, 2004).

Secondly, in the previous section we briefly touched upon the difficulty of properly operationalizing institutional quality. We suggest using the homicide level, sourced from the United Nations Office on Drugs and Crime, as an alternative measure to express institutional quality. Criminal activities, such as homicides, tend to increase whenever the quality of governance decreases (Yang & Lester, 1995; Cole & Gramajo, 2009; Rosenfeld, 2009). Additionally, homicide levels are offered as a standardized per capita metric for all countries in the current sample and are thus a more objective measure of governmental quality.

Furthermore, we adopt the unemployment rate as measured by the World Bank.³ It corrects for possible lower levels of trust due to a worsening of the economic conditions in a country. In particular, it aims to control for social and economic effects due to the recent financial crisis (since 2008 a distinct rise in unemployment is to be observed). Furthermore, the share of women in the labour force is extracted. Modern economies have a higher share of women in the labour force, as such economies tend to value and make possible economic participation for all population members (Jau-motte, 2003). This increases final output. Finally, we consider differences in the level of income by calculating the ratio of people claiming to struggle on their current income over the percentage of people claiming to live comfortably on their current allowance (source: ESS). The interpretation of this ratio is similar to the GINI coefficient. Low values of the estimated coefficient for this variable indicate that there are relatively more people living comfortably than there are people struggling on their current income.

To control for the effects of urbanization on trust we add the degree of urbanization, defined as the percentage of people living in urban areas, as found in the World Bank database. Finally, our social polarization variables are extracted from the ESS. Firstly, the percentage of people speaking the country's official language is added. It is calculated as the country-average value for a survey statement that asks respondents which language they use most when at home, which is subsequently compared with the country's official language (an overview is available from Appendix A). The variable controls for asymmetric information exchange problems caused by linguistic fractionalization. Secondly, a measure that gauges the intensity by which each country

experiences religion is calculated by aggregating the response to the survey statement “How religious would you consider yourself to be? ”, which offers a 0-11 point Likert scale range (0: “Not religious”, 11: “Very religious”).

Table 1 *Fixed country-effects panel model for dependent variable: Interpersonal Trust.*

	<i>Dependent variable: Interpersonal trust panel linear</i>						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Average years of education	0.25** (0.11)	0.28** (0.11)	0.25** (0.11)	0.21* (0.12)	0.25** (0.12)	0.22** (0.10)	0.18* (0.11)
GDP per capita	0.03 (0.02)	0.03 (0.03)	0.06*** (0.02)	0.01 (0.03)	0.04* (0.02)	0.02 (0.03)	0.03 (0.03)
Unemployment rate	-0.04* (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.04* (0.02)	-0.04** (0.02)	-0.05** (0.02)	0.01 (0.02)
Income inequality		-0.02** (0.01)					-0.02** (0.01)
Urban population			-1.22*** (0.44)				-1.27** (0.54)
Homicide				-0.05^* (0.03)			-0.05** (0.02)
Official language					0.18** (0.07)		0.19*** (0.07)
Religiosity						-0.16 (0.11)	-0.21** (0.09)
Observations	125	123	125	123	125	125	121
R ²	0.18	0.24	0.27	0.22	0.24	0.21	0.42
Adjusted R ²	0.13	0.17	0.19	0.16	0.17	0.15	0.28

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Robust standard errors in parentheses for models: OLS. 2SLS standard errors in parentheses for models: 2SLS. Instrument for “Urban population” in model (7): Lag of Urban population (10 years). Dependent variable and covariates are logarithmically transformed with base (e)

Models, methods and results

The development of trust

To explain the development of interpersonal trust within countries a fixed effects panel regression is considered (33 countries, years: 2002-2010). The model’s structure is similar to the introduction of the hypotheses in section 2.1. All variables used are transformed logarithmically (base e). Coefficient estimates should thus be read as elasticities. Stepwise results of all estimated models are available from the following table.

Across all models an increase in the level of human capital per country positively influences trust. Furthermore, it appears that direct economic effects such as the unemployment rate and the level of GDP per capita have a significant effect on interpersonal trust (the former having a negative and the latter having a positive effect). However, from the inclusion of both variables in models (2) to (7) we see that their effect is dependent upon the inclusion of other variables. Most notably, when controlling for indirect economic effects, such as the level of income inequality and share of people living in urban areas, as well as for social polarization effects through linguistic heterogeneity, the direct effect either vanishes, or runs through only one of both economic variables.

When we turn to our variables pertaining to endogenous preferences we observe the hypothesized relations: higher income inequality, an increase in the urban population as well as a decreasing quality of governance (as expressed by the homicide rate) all negatively affect the development of trust. In terms of social polarization, we find that linguistic heterogeneity negatively affects trust, suggesting that trust develops better whenever communication is not hampered by the fractionalization of languages. Religiosity does not appear significant in model 6.

Finally, in model (7) we estimate the growth of trust through a 2SLS estimation procedure with all variables entered simultaneously. The urban population is instrumented for by its lagged value (10 years) to assure exogeneity (a reverse causality bias could be introduced when GDP per capita is simultaneously entered). Again we observe that the direct economic effects vanish. This strongly suggests that the (endogenous) effects of economic circumstances on social capital are transmitted through mechanisms that make economic outcomes more salient (or that make differences between economic outcomes of sub-populations more salient). Trust decreases whenever (indirect) economic and social differences become larger. Fortunately, many of these differences can be dealt with by, for instance, policy makers. Although religiosity and an increase in the urban population are hard to manage, trust may be fostered by investing in the reduction of linguistic fractionalization or the level of human capital.

Trust and economic performance

To explain the development of economic performance within countries a fixed effects panel regression (33 countries, years: 2002-2010) using the following variables is considered. Firstly, economic performance is defined as the GDP per capita. Secondly, we control for the modernity of the economy by a number of variables. The first are related to the intensity of knowledge the economy relies on: the average years of education, the number of patents applied for by country residents and the share of the service economy. Also, we consider the share of female labourers. Furthermore, this variable controls for a higher economic output due to the fact that the labour market is bigger relative to less modern economies. To control for changes in the economic climate the unemployment rate is considered. As the financial crisis starting in 2008 has affected the real economy largely through labour market cuts, this variable also controls for this significant event. Finally, both the share of people living in urban areas, and the level of interpersonal trust are added. The reason the former is considered as well is twofold. Firstly, it can be argued that urbanization increases economic

opportunity, as it decreases costs for transportation (physical) and transmission (i.e. knowledge). Secondly, it allows to simultaneously investigate which effect is bigger: the effect of modernization or the effect of an increase in interpersonal trust.

Table 2 *Fixed country-effects panel model for dependent variable: GDP per capita (in 2012 U.S. Dollars). Robust standard errors in parentheses for model: (1). 2SLS standard errors in parentheses for models: (2), (3). Instrument for "Urban population" in models (2), (3): Lag of Urban population (10 years). Instrument for "Interpersonal trust" in model (2): Average years of education. Instrument for "Interpersonal trust" in model (3): Religiosity. Dependent variables, covariates and instruments are logarithmically transformed with base (e)*

	<i>Dependent variable:</i> GDP per capita		
	<i>panel</i>	<i>linear</i>	
	(1)	(2)	(3)
Unemployment rate	-0.30*** (0.05)	-0.24*** (0.09)	-0.18 (0.11)
Average years of education	0.57 (0.62)		
Residential patent applications	0.19 (0.12)	0.19** (0.09)	0.17 (0.11)
Female labour participation	2.44*** (0.76)	2.41*** (0.81)	1.94* (1.06)
Trade in services	0.65*** (0.16)	0.57*** (0.22)	0.38 (0.30)
Urban population	4.88*** (1.49)	5.95** (2.71)	8.38** (3.74)
Interpersonal trust	1.20** (0.53)	2.87** (1.36)	4.65** (1.94)
Observations	125	125	125
R ²	0.67	0.62	0.52
Adjusted R ²	0.46	0.43	0.36

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

From the previous model on interpersonal trust it becomes apparent that some of the included variables potentially have a reverse-causal interpretation. For instance, in some models the GDP per capita also influences trust. Furthermore, theory predicts that economic progress itself is conducive to the degree of urbanization of society. We address both issues for these variables by estimating fixed effects instrumental variables panel regressions. For interpersonal trust two instruments are used. First, a

variable traditionally seen to affect trust: the average years of education (models (2)). When explaining economic performance the effect of this variable is largely picked up by the number of patents applied for by country residents and the share of the service economy.⁴ This, however, allows it to be a suitable instrument. Secondly, the level of religiosity is considered (model (3)).

Pertaining to the share of people living in urban areas we use historical shares of people living in urban areas (models (2), (3)). We adopt a ten-year lagged value. Again, it can be shown that this variable does not affect current levels of GDP per capita. First-stage estimations of these instruments are posted in Appendix B. Finally, all variables used are transformed logarithmically (base e). Coefficient estimates should thus be read as elasticities. The results of all estimated models are available from Table 2.

Expected coefficient signs and magnitudes are obtained for all covariates on both measures of economic performance. We will therefore focus on our two variables of interest. Firstly, we find that an increase in the average level of interpersonal trust within countries positively influences economic performance. The effect is positive elastic: a 1% increase in trust increases performance by more than 1%. Depending on the instrument used the effect is about 3 to 5%. This result may be attributed to, for instance, a lowering of transaction costs necessary for the successful execution of interactions. Alternatively, it may lower monitoring costs, allowing agents to spend more time on innovative economic activities. However, a similar positive effect is found for the urban population variable. This indicates that there are also economic benefits for an increasingly urbanized society. The average elastic effect across models is about 6% for a 1% increase in the urban population. Interestingly, across all models the effect of a larger urban population is twice as large as the effect of a higher level of interpersonal trust. Combining this result with the results obtained from Table 1, we find evidence for the fact that urbanization negatively affects trust, yet positively influences economic performance. This contradictory result yields a clear word of caution for policy makers: having your cake (growth in economic performance) and eating it too (sustainable social development of society) seems unattainable, unless proper measures are taken to decrease socially and economically polarizing elements. Certainly, this finding also sheds light on the “exceptionalism” of Nordic countries with respect to interpersonal trust, as these societies tend to be far more egalitarian than, for instance, Southern European countries (Delhey & Newton, 2005). These egalitarian tendencies are ultimately governed by policy – policy that can be actively altered and improved.

Conclusion

We have set out to model two interrelated phenomena: the development of interpersonal trust in society and the relation it has to a country’s economic performance. The paper introduces two innovations over previous research using cross-sectional methods to describe both. Firstly, a more appropriate measure for interpersonal trust is used: the average level of interpersonal trust measured through time, as found in the European Social Survey (2002-2010). Secondly, we split the mechanisms that affect the

development of trust into economic sources (direct and indirect) and socially polarizing sources. Although previous research has shown a link between direct economic sources, such as average levels of income or the unemployment rate, we contradict these findings by showing that interpersonal trust is affected by indirect sources. We show that economic effects are transmitted through mechanisms that make their impact on the (perceived) social distance between population members more salient. Direct effects, such as a growth in the average level of income or unemployment rate, vanish whenever indirect effects, such as a rise in the level of income inequality or urban population, are taken into account. This makes credible the theory on the development of interpersonal values through endogenous preferences: the economic environment indirectly influences a society's level of trust. Furthermore, we show that socially polarizing variables, most notably an increase in a country's linguistic fractionalization, similarly increase a society's social distance and hamper the growth of trust.

Finally, we relate changes in the level of trust to economic performance and explicitly take into account the positive effects of urbanization on economic performance. Although an increase in interpersonal trust has a positive effect on performance, the economic effect of urbanization exceeds the effect of an increase in interpersonal trust. Additionally, the effect size of the former appears to (consistently) be twice as large as that of the latter. This yields an interesting contradictory result: urbanization negatively affects trust, yet positively influences economic performance. This result renders an important insight for policy makers, who are encouraged to investigate social-distance-reducing investments, such as those that support the development of human capital, the decrease of income inequality or the decrease of linguistic fractionalization, in order to maintain positive economic growth and a sustainable social development of society.

Notes

1. We note that all variables extracted from the ESS in this analysis have been properly weighted.
2. See <http://data.worldbank.org/>
3. The unemployment rate corresponding to the final ESS wave for the Ukraine was not yet available from the World Bank at the time of this analysis. Instead, it was obtained from the country's national statistics office.
4. We note that if these variables are left out of the analysis, the average years of education do take on a significant value.

References

- Acemoglu, D., Johnson, S. & James, R.A. (2001). The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review*, 91 (5), 1369-1401.
- Adler, P.S. (2001). Market, Hierarchy, and Trust: The Knowledge Economy and the Future of Capitalism. *Organization Science*, 12 (2), 215-234.

- Aghion, P., Algan, Y., Cahuc, P. & Shleifer, A. (2010). Regulation and Distrust. *Quarterly Journal of Economics*, 125 (3), 1015-1049.
- Ahn, T.K. & Esarey, J. (2008). A Dynamic Model of Generalized Social Trust. *Journal of Theoretical Politics*, 20 (2), 151-180.
- Akçomak ter Weel, B. (2009). Social capital, innovation and growth: Evidence from Europe. *European Economic Review*, 53 (5), 544-567.
- Alesina, A. & Ferrara, E.L. (2000). *The Determinants of Trust, Technical Report 7621*, National Bureau of Economic Research.
- Alesina, A. & Ferrara, E.L. (2005). Ethnic Diversity and Economic Performance. *Journal of Economic Literature*, 43, 762-800.
- Algan, Y. & Cahuc, P. (2010). Inherited Trust and Growth. *American Economic Review*, 100 (5), 2060-2092.
- Anderlini, L. & Terlizzese, D. (2011). *Equilibrium Trust, Technical Report 0913*, Einaudi Institute for Economic and Finance (EIEF).
- Anderson, C.J. & Paskeviciute, A. (2006). How Ethnic and Linguistic Heterogeneity Influence the Prospects for Civil Society: A Comparative Study of Citizenship Behavior. *Journal of Politics*, 68 (4), 783-802.
- Ashraf, Q. & Galor, O. (2013). The "Out of Africa" Hypothesis: Human Genetic Diversity, and Comparative Economic Development. *American Economic Review*, 103 (1), 1-46.
- Barro, R.J. & McCleary, R.M. (2003) Religion and Economic Growth Across Countries. *American Sociological Review*, 68 (5), 760-781.
- Ben-Ner, A. & Putterman, L. (2009). Trust, communication and contracts: An experiment. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 70, 106-121.
- Berggren, N., Elinder, M. & Jordahl, H. (2008). Trust and Growth: A Shaky Relationship. *Empirical Economics*, 35 (2), 251-274.
- Bergh, A. & Bjørnskov, C. (2011). Historical Trust Levels Predict the Current Size of the Welfare State. *Kyklos*, 64 (1), 1-19.
- Beugelsdijk, S. & Schaik, A.B.T.M.V. (2005). Social Capital and Growth Within European Regions: An Empirical Test. *European Journal of Political Economy*, 21, 301-324.
- Bjørnskov, C. (2007). Determinants of generalized trust: A cross-country comparison. *Public Choice*, 130 (1), 1-21.
- Bjørnskov, C. (2008). Social Capital and Happiness in the United States. *Applied Research in Quality of Life*, 3 (1), 43-62.
- Bjørnskov, C. (2012a). How Does Social Trust Affect Economic Growth? *Southern Economic Journal*, 78 (4), 1346-1368.
- Bjørnskov, C. (2012b). On the determinants of honesty perceptions in the United States. *Rationality and Society*, 24 (3), 257-294.
- Bowles, S. (1998). Endogenous Preferences: The Cultural Consequences of Markets and Other Economic Institutions. *Journal of Economic Literature*, 36 (1), 75-111.
- Bradshaw, Y.W. (1987). Urbanization and Underdevelopment: A Global Study of Modernization, Urban Bias, and Economic Dependency. *American Sociological Review*, 52 (2), 224-239.
- Breuer, J.B. & McDermott, J.H. (2010). *Trustworthiness and economic performance, Technical report*, University of South Carolina.
- Cagno, D.D. & Sciubba, E. (2010). Trust, trustworthiness and social networks: Playing a trust game when networks are formed in the lab. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 75 (2), 156-167.

- Casey, T. (2004). Social Capital and Regional Economies in Britain. *Political Studies*, 52 (1), 96-117.
- Chen, C. (2003). Patents, citations & innovations: A window on the knowledge economy. *Journal of the American Society for Information Science and Technology*, 54 (8), 802-803.
- Clark, A.E., Frijters, P. & Shields, M.A. (2008). Relative income, happiness, and utility: An explanation for the Easterlin paradox and other puzzles. *Journal of Economic Literature*, 46 (1), 95-144.
- Cole, J.H. & Gramajo, A.M. (2009). Homicide Rates in a Cross-Section of Countries: Evidence and Interpretations. *Population and Development Review*, 35 (4), 749-776.
- Dearmon, J. & Grier, K. (2009). Trust and development. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 71 (2), 210-220.
- Delhey, J. & Newton, K. (2005). Predicting Cross-National Levels of Social Trust: Global Pattern or Nordic Exceptionalism? *European Sociological Review*, 21 (4), 311-327.
- Dincer, O. & Uslaner, E. (2009). Trust and growth. *Public Choice*, 142, 59-67.
- Easterlin, R.A. (2000). The Worldwide Standard of Living Since 1800. *The Journal of Economic Perspectives*, 14 (1), 7-26.
- Fehr, E. (2009). On The Economics and Biology of Trust. *Journal of the European Economic Association*, 7 (2-3), 235-266.
- Fischer, J.A.V. & Torgler, B. (2006). The Effect of Relative Income Position on Social Capital. *Economics Bulletin*, 26 (4), 1-20.
- Fukuyama, F. (1995). Social Capital and the Global Economy. *Foreign Affairs*, 74 (5), 89-103.
- Fukuyama, F. (1996). *Trust: The Social Virtues and The Creation of Prosperity*. City: Free Press.
- Fukuyama, F. (2001). Social capital, civil society and development. *Third World Quarterly*, 22 (1), 7-20.
- Glaeser, E.L. (1998). Are Cities Dying? *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (2), 224-239.
- Green, A., Janmaat, G. & Cheng, H. (2011). Social cohesion: converging and diverging trends. *National Institute Economic Review*, 215 (1), R6-R22.
- Guiso, L., Sapienza, P. & Zingales, L. (2004). The Role of Social Capital in Financial Development. *American Economic Review*, 94 (3), 526-556.
- Guiso, L., Sapienza, P. & Zingales, L. (2009). Cultural Biases in Economic Exchange? *The Quarterly Journal of Economics*, 124 (3), 1095-1131.
- Gulati, R. (1998). Alliances and networks. *Strategic Management Journal*, 19 (4), 293-317.
- Gustavsson, M. & Jordahl, H. (2008). Inequality and trust in Sweden: Some inequalities are more harmful than others. *Journal of Public Economics*, 92 (1-2), 348-365.
- Hardin, R. (1993). The Street-Level Epistemology of Trust. *Politics & Society*, 21 (4), 505-529.
- Inglehart, R. & Baker, W.E. (2000). Modernization, Cultural Change, and the Persistence of Traditional Values. *American Sociological Review*, 65 (1), 19-42.
- Jaumotte, F. (2003). Labour Force Participation of Women: Empirical Evidence on The Role of Policy and Other Determinants in OECD Countries. *OECD Economic Studies*, 2003 (2), 51-108.
- Knack, S. & Keefer, P. (1997) Does Social Capital Have An Economic Payoff? A Cross-Country Investigation. *The Quarterly Journal of Economics*, 112 (4), 1251-1288.
- Knack, S. & Zak, P.J. (2003). Building Trust: Public Policy, Interpersonal Trust, and Economic Development. *Supreme Court Economic Review*, 10, 91-107.
- Lindström, M. (2009). Psychosocial work conditions, unemployment, and generalized trust in other people: A population-based study of psychosocial health determinants. *The Social Science Journal*, 46 (3), 584-593.

- Marschall, M.J. & Stolle, D. (2004). Race and the City: Neighborhood Context and the Development of Generalized Trust. *Political Behavior*, 26 (2), 125-153.
- McCleary, R.M. & Barro, R.J. (2006). Religion and Economy. *The Journal of Economic Perspectives*, 20 (2), 49-72.
- McEvily, B. (2011). Reorganizing the Boundaries of Trust: From Discrete Alternatives to Hybrid Forms. *Organization Science*, 22, 1266-1276.
- Newton, K. & Zmerli, S. (2011). Three Forms of Trust and their Association. *European Political Science Review Online*, 1-32.
- Ostrom, E. (1990). *Governing the commons – The evolution of institutions for collective actions*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Paxton, P. (1999). Is Social Capital Declining in the United States? A Multiple Indicator Assessment. *American Journal of Sociology*, 105 (1), 88-127.
- Portes, A. & Sensenbrenner, J. (1993). Embeddedness and Immigration: Notes on the Social Determinants of Economic Action. *American Journal of Sociology*, 98 (6), 1320-1350.
- Powell, W.W. (2004). The knowledge economy. *Annual Review of Sociology*, 30, 199-220.
- Putnam, R.D. (1995). Tuning In, Tuning Out: The Strange Disappearance of Social Capital in America. *PS: Political Science and Politics*, 28 (4), 664-683.
- Putnam, R.D. (2000). *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. City: Simon & Schuster.
- Putnam, R.D. (2007). E Pluribus Unum: Diversity and Community in the Twenty-first Century. The 2006 Johan Skytte Prize Lecture. *Scandinavian Political Studies*, 30 (2), 137-174.
- Putnam, R.D., Leonardi, R. & Nanetti, R.Y. (1994). *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Raphael, S. & Winter Ebmer, R. (2001). Identifying the Effect of Unemployment on Crime. *Journal of Law and Economics*, 44 (1), 259-283.
- Ring, P.S. & Van de Ven, A.H. (1992). Structuring cooperative relationships between organizations. *Strategic Management Journal*, 13 (7), 483-498.
- Rosenfeld, R. (2009). Crime is the Problem: Homicide, Acquisitive Crime, and Economic Conditions. *Journal of Quantitative Criminology*, 25 (3), 287-306.
- Roth, F. (2009). Does Too Much Trust Hamper Economic Growth? *Kyklos*, 62 (1), 103-128.
- Sabatini, F. (2008). Social Capital and the Quality of Economic Development. *Kyklos*, 61 (3), 466-499.
- Schneider, G., Plümpner, T. & Baumann, S. (2000). Bringing Putnam to the European Regions: On the Relevance of Social Capital for Economic Growth. *European Urban and Regional Studies*, 7 (4), 307-317.
- Shinada Yamagishi, T. (2007). Punishing free riders: direct and indirect promotion of cooperation. *Evolution and Human Behavior*, 28 (5), 330-339.
- Uzzi, B. (1996). The Sources and Consequences of Embeddedness for the Economic Performance of Organizations: The Network Effect. *American Sociological Review*, 61 (4), 674-698.
- Westlund, H. & Adam, F. (2010). Social Capital and Economic Performance: A Meta-analysis of 65 Studies. *European Planning Studies*, 18 (6), 893-919.
- Whiteley, P.F. (2008). Economic Growth and Social Capital. *Political Studies*, 56 (2), 443-466.
- Yang, B. & Lester, D. (1995). Suicide, homicide and unemployment. *Applied Economics Letters*, 2 (8), 278-279.
- Zak, P.J. & Knack, S. (2001). Trust and Growth. *Economic Journal*, 111 (470), 295-321.

Appendix 1: Official languages

To measure each country's linguistic fractionalization data on the relative use of the country's official language is used. For countries with more than one official language the language that is used the most, relatively, is recorded. Table 3 gives an overview of the official language used to calculate relative language shares per country.

Table 3 *Official language per country*

Country	Language	Country	Language
Austria	<i>German</i>	Latvia	<i>Latvian</i>
Belgium	<i>Dutch</i>	Luxembourg	<i>Luxembourgish</i>
Bulgaria	<i>Bulgarian</i>	Netherlands	<i>Dutch</i>
Croatia	<i>Croatian</i>	Norway	<i>Norwegian</i>
Cyprus	<i>Greek</i>	Poland	<i>Polish</i>
Czech Republic	<i>Czech</i>	Portugal	<i>Portuguese</i>
Denmark	<i>Danish</i>	Romania	<i>Romanian</i>
Estonia	<i>Estonian</i>	Russian Federation	<i>Russian</i>
Finland	<i>Finnish</i>	Slovakia	<i>Slovak</i>
France	<i>French</i>	Slovenia	<i>Slovenian</i>
Germany	<i>German</i>	Spain	<i>Spanish</i>
Greece	<i>Greek</i>	Sweden	<i>Swedish</i>
Hungary	<i>Hungarian</i>	Switzerland	<i>German</i>
Iceland	<i>Icelandic</i>	Turkey	<i>Turkish</i>
Ireland	<i>English</i>	Ukraine	<i>Ukrainian</i>
Israel	<i>Hebrew</i>	United Kingdom	<i>English</i>
Italy	<i>Italian</i>		

Appendix 2: First stage estimations instruments

Table 4 *Fixed country-effects panel model for instruments: Interpersonal trust, Urban population. Dependent variables and covariates are logarithmically transformed with base (e)*

	<i>Dependent variable:</i>		
	<i>Interpersonal trust panel linear</i>	<i>Interpersonal trust panel linear</i>	<i>Urban population panel linear</i>
	(1)	(2)	(3)
Average years of education	0.32*** (0.10)		
Religiosity		-0.24*** (0.09)	
Lag (10yr.) Urban population			0.81*** (0.06)
Observations	125	125	125
R ²	0.10	0.08	0.65
Adjusted R ²	0.07	0.06	0.47
F statistic (df = 1; 91)	9.73***	7.48***	165.75***
<i>Note:</i>	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

Waardensegmenten: een andere kijk op cultuurverschillen tussen landen

Hester van Herk en Julie Anne Lee

In the literature on culture, cultural differences are seen as differences between countries such as in the work of Hofstede, or as differences between individuals such as in the work of Schwartz. When using the country level there is an implicit assumption that all people in a country have about similar cultural values. The question is whether this implicit assumption of cultural homogeneity, such as culture scores at country level, is justified, especially as there can be large differences between individuals within countries. An interesting alternative, which takes account of cultural heterogeneity within countries, is the use of segments of individuals who have similar values.

For the current study we use the Schwartz values from the European Social Survey (ESS) in 30 European countries and from the original Schwartz Values Survey (SVS) in 72 countries worldwide. We find in both surveys and in all countries the same four segments. What differs is the size of the segments in the different countries.

Inleiding

Cultuur is naast welvaart, technologische ontwikkeling en regelgeving een belangrijke factor om verschillen in attitudes en gedrag tussen landen te verklaren. Ook helpt cultuur om te begrijpen waarom de ene persoon bereid is meer risico te lopen en de andere juist in een zo veilig en vertrouwd mogelijke omgeving wil wonen. Mensen delen culturele waarden met anderen in hun familie, met hun kerkgenootschap en met hun landgenoten.

Het is daarom interessant dat er in de literatuur over cultuur niet wordt gesproken over het bestaan van groepen mensen, segmenten, binnen landen. Wanneer er in een land een grote groep mensen is die veiligheid belangrijk vindt, zal dat invloed hebben op de publieke opinie in dat land. Een dergelijke groep zal ook vaker stemmen op meer behoudende politieke partijen die vinden dat de overheid haar burgers moet beschermen tegen invloeden van buitenaf. In datzelfde land kan er echter ook een groep zijn met meer universalistische waarden, die openstaat voor mensen met andere meningen of die een andere achtergrond belangrijk vindt. In verschillende studies met een beperkt aantal landen is aangetoond dat er in een samenleving segmenten, subgroepen, bestaan van mensen die duidelijk van elkaar verschillen qua culturele waarden (Kihlberg & Risvik, 2007; Ter Hofstede, Wedel, & Steenkamp, 2002; Van Rosmalen, Van Herk, & Groenen, 2010).

Er wordt in de literatuur over cultuur of uitgegaan van landniveau zoals in het werk van Hofstede (2001) en Inglehart (1997), of van het individuele niveau zoals in het werk van Schwartz (1992). Bij het gebruik van landniveau wordt er impliciet van uitgegaan dat alle mensen in een land dezelfde culturele waarden hebben. Bijvoorbeeld bij een individualistische cultuur zoals het Verenigd Koninkrijk wordt er impliciet van uitgegaan dat iedereen meer of minder individualistisch is en in een collectivistische cultuur zoals Griekenland wordt ervan uitgegaan dat iedereen meer of minder collectivistisch is. De vraag is of de impliciete assumptie van culturele homogeniteit, zoals bij cultuurscores op landniveau, gerechtvaardigd is, zeker omdat er binnen landen grote verschillen tussen individuen bestaan.

Het lijkt aannemelijk te verwachten dat er in een samenleving meerdere segmenten bestaan die van elkaar verschillen wat betreft culturele waarden, maar die elk wel voldoende groot zijn om interessant te zijn. Een belangrijke vraag is derhalve of in elk land culturele waardensegmenten bestaan en of deze segmenten in elk land inhoudelijk en qua omvang gelijk aan elkaar zijn.

In dit hoofdstuk onderzoeken wij of er binnen alle landen dezelfde waardensegmenten bestaan. Voor de studie gebruiken wij de Schwartz-waarden uit de European Social Survey in dertig Europese landen en uit de Schwartz Values Survey in 72 landen wereldwijd. De vraag die wij stellen is of er in alle landen inhoudelijk vergelijkbare segmenten bestaan en in hoeverre deze segmenten in omvang verschillen tussen de landen.

Achtergrond

Als er gesproken wordt over cultuurverschillen worden veelal verschillen tussen landen bedoeld. 'De Nederlander' is meer op zichzelf en 'de Griek' vindt familie, inclusief grootouders en neven en nichten, heel belangrijk en trekt daar graag mee op. Deze verschillen zijn kenmerken van respectievelijk een individualistische en een collectivistische cultuur (Hofstede, 2001). Impliciet wordt er hierbij eigenlijk van uitgegaan dat mensen in een land veel op elkaar lijken en dat mensen uit verschillende landen veel van elkaar verschillen. Er wordt uitgegaan van homogeniteit in cultuur binnen landen.

Tegenwoordig is de bevolking in een land veelal minder homogeen dan vroeger. Door immigratie zijn er in veel landen nieuwe etnische groepen bijgekomen, maar ook zonder die immigranten is de bevolking in een land niet homogeen. Binnen landen kunnen er grote regionale verschillen in cultuur zijn. In bepaalde landen zijn deze te verklaren door de historie. Zo hebben regio's van het huidige Polen tot Duitsland behoord en hetzelfde geldt voor Elzas-Lotharingen, dat nu Frans is. Dergelijke historische invloeden zijn ook terug te zien in huidige verschillen in culturele waarden tussen regio's binnen landen (Van Herk & Poortinga, 2012). Ook andere verschillen tussen groepen mensen binnen landen leiden ertoe dat mensen niet allemaal dezelfde culturele waarden hebben. Zo zijn religieuze groepen vaak conservatiever en staan hoogopgeleiden vaker open voor nieuwe indrukken. Van homogeniteit binnen landen is derhalve geen sprake, zoals ook blijkt uit een recent onderzoek (Fischer & Schwartz, 2011) waar gevonden is dat slechts 10% van de variantie bij culturele waarden ge-

deeld wordt en dat de overige 90% individuele verschillen betreft. Dit betekent echter niet dat deze mensen allemaal van elkaar verschillen. Er zijn grote groepen mensen in een land die waarden delen. Zo hebben Lee en collega's laten zien dat er op culturele waarden gebaseerde segmenten bestaan in grote landen als China en de Verenigde Staten, en ook in kleine landen zoals Denemarken en Nederland blijken er meerdere waardensegmenten te bestaan (Kihlberg & Risvik, 2007; Lee, Soutar, Daly, & Louviere, 2011; Van Herk, Groenen, & Van Rosmalen, 2012). Een belangrijke vraag is derhalve of het vergelijken van landen op basis van cultuur mogelijk is op basis van de waardensegmenten die in die landen voorkomen.

Wanneer het zo is dat er segmenten bestaan die over landen heen inhoudelijk gelijk zijn, heeft dat twee voordelen. Ten eerste wordt de heterogeniteit binnen landen meegenomen en ten tweede kunnen landen vergeleken worden op basis van de mate waarin de segmenten in de verschillende landen aanwezig zijn. Segmenten die in elk land voorkomen, zijn aantrekkelijk voor beleidsmakers en politici, omdat zij hun boodschap op deze groep kunnen richten. Uit studies in marketing blijkt bijvoorbeeld dat innovativiteit vooral voorkomt bij mensen die openheid voor verandering belangrijk vinden (Steenkamp, Ter Hofstede, & Wedel, 1999). Wanneer een dergelijke groep in een land groot is, maakt dat het land aantrekkelijk voor marktpenetratie. Ook kan, wanneer bekend is in welke landen het segment dat belang hecht aan openheid het grootst is, gericht gekozen worden om de markt in die landen als eerste te betreden.

Cultuur op land- en individueel niveau

In eerder onderzoek naar cultuurverschillen wordt of uitgegaan van het landniveau of van het individuele niveau. Bij het operationaliseren van cultuur op landniveau worden de scores van individuen geaggregeerd tot een score die het gemiddelde van alle individuen uit dat land weergeeft. Door vervolgens de gemiddelde scores van de landen als input te gebruiken voor een analyse kan inzicht verkregen worden in de relatieve posities van de landen ten opzichte van elkaar. Hierbij is het impliciete uitgangspunt dat mensen binnen landen meer op elkaar lijken dan mensen die uit verschillende landen komen.

Belangrijk is te onderkennen dat de op landniveau geaggregeerde scores een combinatie weergeven van verschillende mensen in een land. De resulterende gemiddelde landscore kan dus, wanneer de bevolking homogeen is, een score zijn die dicht ligt bij de culturele waarden van de meerderheid in dat land. Echter, wanneer de bevolking in een land heterogeen is, kan het gemiddelde een minder goede weergave zijn van de culturele waarden van de mensen in dat land. Bij aggregatie van scores op culturele waarden over alle respondenten binnen een land kan daarom interessante informatie gemaskeerd worden. Bijvoorbeeld, als de ene helft van de mensen een bepaalde waarde heel belangrijk vindt en de andere helft de waarde heel onbelangrijk, zal deze waarde voor de totale groep qua belang op het gemiddelde uitkomen. Dit betekent echter niet dat deze waarde voor iedereen van gemiddeld belang is!

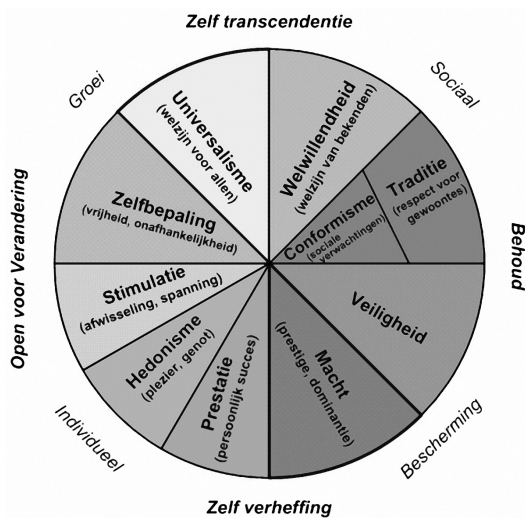
Een cultuur framework dat land als uitgangspunt heeft, is het framework van Hofstede (2001). Daarentegen gaat het oorspronkelijke framework van Schwartz (1992)

uit van het individuele niveau. De Schwartz-waarden worden in onderzoek vaak gebruikt om attitudes en gedragingen van individuen te voorspellen. Er is bijvoorbeeld veel onderzoek gedaan naar het verband tussen de culturele waarden van Schwartz en uiteenlopende onderwerpen zoals stemgedrag (Caprara, Schwartz, Capanna, Vecchione, & Barbaranelli, 2006), materialisme (Kilbourne, Grunhagen, & Foley, 2005) en het kopen van biologische producten (Kihlberg & Risvik, 2007). De culturele waarden van Schwartz blijken zeer zinvol om gedrag en attitudes van mensen binnen landen te voorspellen.

Als waarden zijn gemeten op individueel niveau, biedt dat de mogelijkheid om de waarden te aggregeren tot hogere niveaus. Zo kunnen de culturele waarden van Schwartz op landniveau worden gerepresenteerd door landscores, de zogenaamde zeven waardeoriëntaties (Schwartz, 2006), en kunnen landen vervolgens worden weergegeven op die zeven waardeoriëntaties. Ook kan met landscores nagegaan worden of landen die verschillen qua cultuur ook verschillen qua socio-economische situatie, politiek systeem en demografie. Voor inzicht in verschillen tussen landen is de aanpak met scores op landniveau zinvol, zeker als landen homogeen zijn qua culturele waarden.

Als landen heterogeen zijn qua cultuur kan de keuze voor aggregatie op landniveau minder geschikt zijn. De keuze voor segmenten, groepen van individuen die eenzelfde belang hechten aan bepaalde culturele waarden, is interessant als niveau tussen het landniveau en het individuele niveau in. Het geeft enerzijds meer nuance dan het landniveau en het is anderzijds meer bruikbaar dan het individuele niveau omdat het meteen aangeeft of een groep voldoende groot is om te benaderen. Met de Schwartz-waarden die op individueel niveau gemeten zijn is aggregatie tot segmenten mogelijk en kan gekeken worden in hoeverre deze segmenten vergelijkbaar zijn over landen heen.

Figuur 1 Waardensysteem van Schwartz (1992)



Schwartz-waarden

Schwartz (1992, 1994) ziet zijn culturele waarden als deel uitmakend van een waardensysteem (zie Figuur 1). De tien motivationele waardentypen die hij onderscheidt, maken deel uit van een waardensysteem dat grafisch af te beelden is in een cirkel. In het waardensysteem worden tien verschillende motivationele waardentypen onderscheiden, die een continuüm vormen: universalisme, zelfbepaling, stimulatie, hedonisme, prestatie, macht, veiligheid, traditie, conformisme en welwillendheid.

Universalisme (UN). Het doel van universalisme is interesse hebben in en waardering hebben voor het welzijn van ALLE, bekende en onbekende, mensen en de natuur.

Zelfbepaling (SD). Dit betreft onafhankelijk denken en doen. Het motivationele doel van zelfbepaling is het zelfstandig keuzes kunnen maken in het leven.

Stimulatie (ST). Stimulatie betreft de behoefte aan afwisseling en stimulatie. Het doel van deze waarde is een voor de persoon optimaal niveau van activiteit te verkrijgen.

Hedonisme (HE). Hedonisme is een doel afgeleid van de behoefte van een individu aan plezier en genot en het bevredigen daarvan.

Prestatie (AC). Het belangrijkste doel bij deze waarde is het behalen van persoonlijk succes door prestaties te leveren en daarmee te voldoen aan de heersende sociale standaard. Sociale goedkeuring krijgen is hierbij belangrijk.

Macht (PO). Het doel van het waardentype macht is het verkrijgen van sociale status en prestige. Bij dit waardentype is controle en dominantie over mensen en middelen belangrijk.

Veiligheid (SE). Bij veiligheid gaat het om het belang van nationale veiligheid en veiligheid van zichzelf. Belangrijk hierbij zijn harmonie, gezondheid en stabiliteit.

Traditie (TR). De waarde traditie betreft respect voor, betrokkenheid bij en aanvaarding van de gewoontes en ideeën van de culturele groep waartoe men behoort. Tradities hebben vaak de vorm van religieuze praktijken of zijn overtuigingen of normen over hoe men zich behoort te gedragen.

Conformisme (CO). Conformisme heeft het beteugelen van gedrag, neigingen en impulsen die anderen kunnen schaden of die sociale verwachtingen en normen kunnen schenden tot doel.

Welwillendheid (BE). Het doel van welwillendheid is het bewaren en versterken van het welzijn van mensen waarmee men frequent contact heeft.

Waarden die sterker met elkaar verbonden zijn, liggen naast elkaar op de cirkel (zie Figuur 1) en waarden die incompatibel zijn liggen tegenover elkaar. Bijvoorbeeld, de waarden welwillendheid en universalisme (zelftranscendentie) liggen naast elkaar en delen het aspect van welzijn voor anderen. De waarde universalisme, waarin de nadruk ligt op gelijkwaardigheid, ligt tegenover de waarde macht, waarin de nadruk ligt op dominantie.

In het waardensysteem zijn vier hoofddimensies te onderscheiden: zelftranscendentie versus zelfverheffing, open voor verandering versus behoud, individueel versus sociaal en groei versus bescherming. Onder zelftranscendentie vallen de sociale waarden

die gaan over het welzijn van de mensen in de directe omgeving, over het bieden van gelijke kansen aan iedereen en over het goed omgaan met de natuur en het milieu. Onder het tegenovergestelde waardendomein zelfverheffing vallen persoonlijke, individueel gerichte waarden zoals succes uitstralen, bewondering en respect krijgen en bezit hebben. Bij het waardendomein openheid zijn waarden als zelf keuzes maken in het leven, nieuwe dingen willen uitproberen en (in mindere mate) plezier hebben belangrijk. Tegenover openheid staat het waardendomein behoud. De waarden die onder behoud vallen zijn veiligheid van de directe omgeving en het land waarin men woont, en ook het belang van regels volgen en tradities respecteren. De vier domeinen groei, sociaal, bescherming en individueel duiden combinaties van waarden aan. De combinatie van stimulatie, hedonisme en prestatie is meer individueel gericht, terwijl de combinatie van welwillendheid en traditie en conformisme meer sociaal gericht is. Bescherming is een combinatie van op veiligheid en macht gerichte waarden, terwijl groei een combinatie is van zelfbepaling en universalisme.

De tien verschillende waardentypen zijn qua belang dat eraan gehecht wordt niet voor alle mensen gelijk (Schwartz & Bardi, 2001). De waarden universalisme en welwillendheid blijken voor (bijna) alle mensen in de wereld het allerbelangrijkst te zijn, en de waarden macht en prestatie worden doorgaans het minst belangrijk gevonden. Dit is niet onverwacht, gezien de noodzaak van harmonie voor een stabiele samenleving. Voor stabiliteit is het grote belang van welwillendheid in samenlevingen evident. Het grote belang van stabiliteit geldt niet voor de waarden die onder de hoofdimensie open voor verandering versus behoud vallen: sommige mensen vinden openheid erg belangrijk, terwijl voor anderen juist tegenovergestelde waarden zoals veiligheid prioriteit hebben. Op basis hiervan kan verwacht worden dat er zeker twee groepen in een land kunnen zijn: een die waarde hecht aan zelftranscendentie en conservatie waarden en een die waarde hecht aan zelftranscendentie en openheid. Naast deze twee groepen verwachten wij nog andere groepen die aangrenzende waardendomeinen met elkaar combineren.

Samengevat, het doel van dit onderzoek is tweeledig. Ten eerste gaat het om de vraag of er waardensegmenten in de ESS te vinden zijn die voorkomen in alle landen. Ten tweede om de vraag of de gevonden waardensegmenten ook te vinden zijn in andere landen dan landen die betrokken zijn in de ESS en in andere datasets. Dit laatste is belangrijk om inzicht te krijgen in de robuustheid en validiteit van de segmenten.

Methode

Data

Voor het bepalen van de segmenten is gebruikgemaakt van de data van de European Social Survey en van de data van de oorspronkelijke Schwartz Values Survey (SVS).

Voor de European Social Survey is gebruikgemaakt van de vierde ronde van de ESS uit 2008, waar dertig landen uit West-, Midden-, Oost- en Zuid-Europa, inclusief Turkije en Israël, in zijn meegenomen. In totaal gaat het hierbij om duizenden respondenten. Respondenten met ontbrekende waarden op een of meer van de in de analyses

gebruikte variabelen zijn verwijderd. Om elk land een even groot gewicht te geven in de analyses hebben wij in elk land random steekproeven van vijfhonderd observaties getrokken. Op deze 15.000 respondenten zijn de analyses uitgevoerd.

De tweede dataset die gebruikt wordt, is de Schwartz Values Survey, waarop de oorspronkelijke studie van Schwartz gebaseerd is. Deze survey is in de loop van de jaren door Schwartz en zijn medewerkers en coauteurs afgenomen onder leraren en studenten in meer dan zeventig landen. In de SVS komen landen uit alle continenten voor, waaronder ook diverse Afrikaanse landen. In deze dataset zijn de Schwartzwaarden gemeten met de oorspronkelijke 57 items (Schwartz, 1992). Deze items zijn, net als de 21 items in de ESS, in de structuur met de tien waardentypen weer te geven. In de SVS-dataset zijn de aantallen per land verschillend. Bijvoorbeeld in de Verenigde Staten zijn er data van honderden mensen beschikbaar en in India slechts van 47. Vanwege deze grote verschillen zijn er voor vergelijkbaarheid over landen heen in de landen met veel observaties steekproeven van honderdvijftig observaties getrokken, zodat er in elk land ongeveer evenveel observaties beschikbaar waren voor de analyse. Dit heeft als effect dat alle landen een ongeveer gelijk gewicht hebben in de analyses.

Om tot de waardentypen te komen zijn per waardentype de items die onder het betreffende waardentype vallen opgeteld en gedeeld door het aantal items. Bijvoorbeeld, voor universalisme (UN) in de ESS-data is het gemiddelde berekend van de drie items die onder dit waardentype vallen (zie Tabel 1).

Responsestijlen

Bij het meten van waarden is door de positieve formulering van alle items een correctie voor responsestijl nodig (Van Rosmalen et al., 2010). Hier is gekozen voor het verwijderen van de eerste factor die uit CATPCA (Linting, Meulman, Groenen & Van der Kooij, 2007) gekomen is. CATPCA is een techniek waarbij rekening wordt gehouden met het ordinale karakter van de items. Door de eerste factor te verwijderen wordt hoofdzakelijk gecorrigeerd voor acquiescence, wat de meest voorkomende responsestijl bij culturele waarden is. De correctie voor de acquiescence-factor is uitgevoerd voor elk van de tien waardentypen. Deze correctie verschilt van ipsatizing (mean-centering op respondentniveau), wat door Schwartz (Schwartz, 2007) wordt gesuggereerd als manier om responsestijl uit de waarden te verwijderen. Een nadeel van de laatste procedure is echter dat de tien waardentypen na ipsatizing afhankelijk van elkaar worden. Correctie met behulp van CATPCA heeft als voordeel dat de waardentypen onafhankelijk van elkaar blijven.

Latente klasse clusteranalyse

Na verwijderen van de acquiescence responsestijl zijn de segmenten bepaald. Om de segmenten te bepalen is gebruikgemaakt van multi-level latente klasse clusteranalyse (Magidson & Vermunt, 2002), dat de mogelijkheid biedt simultaan clusters op het individuele en op het landniveau te schatten. Deze methode heeft duidelijke methodologische voordelen ten opzichte van traditionele methoden voor clusteren van data, omdat expliciet getest kan worden of de gevonden clusteroplossing een betere fit heeft (maximum likelihood-criterium) dan andere oplossingen. Een ander voordeel

van multi-level latente klasse clusteranalyse is dat voor elke respondent wordt bepaald hoe groot de kans is dat hij/zij tot een cluster behoort. De respondent wordt niet deterministisch aan een cluster toegedeeld zoals bij traditionele methoden als k-means clustering het geval is.

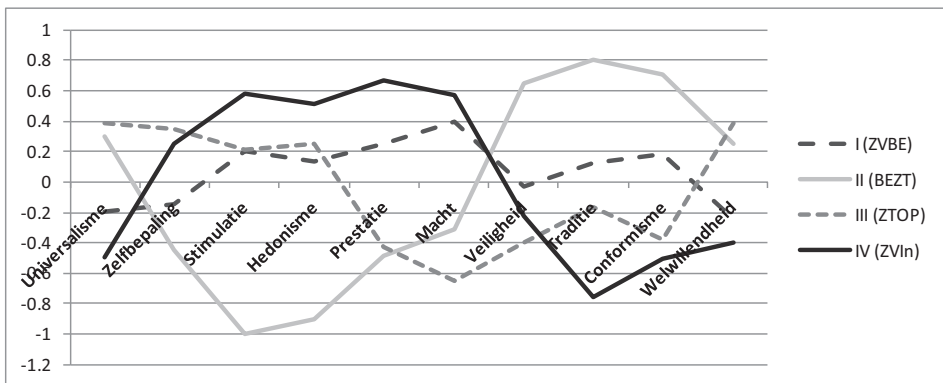
Resultaten

European Social Survey (ESS)

In de dertig landen uit de European Social Survey 2008 vinden wij dezelfde vier waardensegmenten in elk land. In Figuur 1 is weergegeven hoe deze vier segmenten scoren op de tien waardentypen. De segmenten zijn: (I, ZVBE) een segment dat vooral de op zelfverheffing en behoud gerichte waarden belangrijk vindt, maar eigenlijk nauwelijks differentieert tussen de verschillende waarden, (II, BEZT) een segment dat zowel de op behoud gerichte als de op zelftranscendentie gerichte waarden belangrijk vindt, (III, ZTOP) een segment dat de op zelftranscendentie en op openheid gerichte waarden belangrijk vindt en (IV, ZVIn) een segment dat de waarden die op individueel succes en zelfverheffing gericht zijn het belangrijkste vindt.

Over alle landen heen is segment I het grootste met 32%, gevolgd door de segmenten II, III en IV met respectievelijk 29%, 22% en 17%.

Figuur 2 *Typering van de vier waardensegmenten in de European Social Survey*



De waarden die de respectievelijke segmenten relatief belangrijker vinden, liggen steeds naast elkaar op de circumplex-structuur (cirkel). Dat dat steeds zo is, kunnen wij afleiden uit de sinus-curve in Figuur 2. Bijvoorbeeld, in segment II zijn de behoudswaarden traditie en conformiteit het belangrijkste, welwillendheid, universalisme en ook zelfsturing zijn van gemiddeld belang en het minst belangrijk is de waarde hedonisme aan de andere kant van de circumplex.

Zoals wij verwacht hadden, nemen de vier gevonden segmenten duidelijk verschillende posities in op de circumplex-structuur. Bij de segmenten II, III en IV is te zien dat zij elk belang hechten aan twee met elkaar compatibele waardendomeinen. Bij seg-

ment I (ZVBE) is dit minder het geval. Dit segment onderscheidt zich niet nadrukkelijk op een of meer specifieke waardentypen van de andere segmenten. Bij segment I worden zowel waarden in het waardendomein openheid (en dan vooral stimulatie) belangrijk gevonden alsook de daaraan tegengestelde waarde conformisme. Ook wordt aan de waarde macht een relatief groot belang toegekend. De waarde macht belangrijk vinden kan naast het hebben van respect en geld ook duiden op het willen hebben van meer respect en financiële middelen. De mensen in segment I lijken divers qua waarden, er wordt aan veel waarden belang gehecht. Ook qua achtergrond is segment I niet eenvoudig te omschrijven. Het zijn ongeveer net zoveel mannen als vrouwen, zij hebben verschillende opleidingsniveaus. Wel is duidelijk dat segment I in meerderheid jonger is dan vijftig jaar.

De mensen in segment II (BEZT) zijn behoudend en voor hen zijn waarden als traditie en conformisme belangrijk. Ook het leven in een veilige omgeving wordt belangrijk gevonden. Deze mensen willen dat de overheid hen beschermt en zij zorgen er daarnaast ook zelf voor dat zij zo min mogelijk risico lopen. Welwillendheid naar anderen en goed zorgen voor zowel de mensen om hen heen als voor de natuur zijn belangrijk. In segment II is de meerderheid (65%) vrouw, en er zijn relatief veel lager opgeleiden en ouderen. Dit segment is religieuzer dan de andere drie segmenten.

Net als in segment II worden in segment III (ZTOP) de waarden in het domein zelftranscendentie belangrijk gevonden. Vooral zichzelf wijden aan de mensen om zich heen, luisteren naar anderen en proberen anderen te begrijpen is belangrijk, evenals zorgen voor de natuur en het milieu. De mensen in segment III zijn het tegenovergestelde van segment II wat betreft het belang dat zij hechten aan de waarden op de dimensie openheid versus behoud. In segment III is het doen van verschillende dingen in het leven en genieten belangrijk, conformeren is dat niet. De mensen in segment III zijn jonger dan in segment II, bijna 60% is hoger opgeleid en qua leeftijd zijn de middengroepen oververtegenwoordigd. Er zijn bijna net zoveel mannen als vrouwen. In dit segment is men minder religieus.

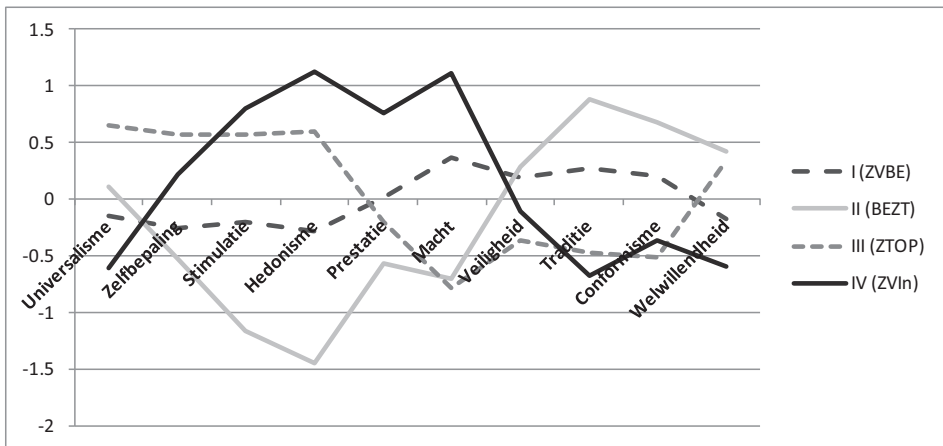
In segment IV (ZVIn), ten slotte, wordt het meeste belang gehecht aan zelfverheffing en openheid. Vooral prestaties leveren en genieten van het leven worden belangrijk gevonden. Tradities volgen, bescheiden zijn en zich correct gedragen, zoals verwacht wordt op basis van verwachtingen van anderen, past niet bij deze groep. Segment IV is echt de tegenpool van segment II. Dat blijkt ook uit het profiel van deze groep, waarin relatief veel jonge mensen voorkomen, waarin bijna 60% man is en waar de meerderheid hoger is opgeleid. Dit segment is het minst religieus van de vier segmenten.

De verdeling over de segmenten is niet gelijk binnen alle landen: tussen de landen verschillen de proporties waarin de segmenten voorkomen sterk. In de Noord- en West-Europese landen is segment III relatief groot (circa 45%) en ongeveer net zo groot als de segmenten I en II samen (beide 20%), terwijl in de ex-communistische landen de segmenten I en II samen circa 70% van de populatie omvatten en segment III met 9% relatief klein is. Segment IV is in alle landen een kleiner segment. Het is het grootst in de voormalige communistische landen en dan vooral in de Baltische staten en in Tsjechië en Hongarije.

Schwartz Values Survey (SVS)

Om na te gaan of de segmenten die in de ESS gevonden zijn robuust zijn, is nagegaan of deze segmenten ook te vinden zijn in andere datasets waarin de Schwartz-waarden gemeten zijn. In de 72 landen uit de oorspronkelijke Schwartz Values Survey (SVS) vinden wij dezelfde vier waardensegmenten als in de ESS. In Figuur 2 is weergegeven hoe deze vier segmenten scoren op de tien waardentypen. Net als bij de ESS zijn de segmenten in de SVS: (I) een segment dat vooral de op zelfverheffing en behoud gerichte waarden belangrijk vindt, maar eigenlijk nauwelijks differentieert tussen de verschillende waarden, (II) een segment dat zowel de op behoud gerichte als de op zelftranscendentie gerichte waarden belangrijk vindt, (III) een segment dat de op zelftranscendentie en op openheid gerichte waarden belangrijk vindt en (IV) een segment dat de waarden die op individueel succes en zelfverheffing gericht zijn het belangrijkste vindt. Om te bepalen of de profielen van de segmenten op de waarden gelijk zijn is de Tucker's phi berekend. Tucker's phi is voor de waardensegmenten II, III en IV boven .94, hetgeen duidt op gelijkheid tussen de profielen (Van de Vijver & Leung, 2000). Voor segment I is Tucker's phi .84, hetgeen duidt op verschillen.

Figuur 3 Typering van de vier waardensegmenten in de Schwartz Values Survey



Net als bij de ESS is bij de SVS segment I (ZVBE) het grootst met 33%, gevolgd door de segmenten II, III en IV met respectievelijk 28%, 23% en 16%. De segmenten II, III en IV vertonen sterke overeenkomst met dezelfde segmenten in de ESS. Segment I lijkt op segment I in de ESS wat betreft de geringe mate waarin de mensen differentiëren tussen de waardentypen. Afwijkend is het belang dat gehecht wordt aan de verschillende waardentypen. In de SVS worden de op behoud gerichte waarden belangrijk gevonden en wordt aan macht relatief veel belang toegekend. Stimulatie en genieten van het leven zijn waardentypen waaraan in de SVS veel minder belang wordt gehecht in segment I. In de SVS-data is er geen verschil in opleiding tussen de segmenten, omdat alle respondenten hoger opgeleid zijn. Qua geslacht zijn er in de segmen-

ten II en III meer vrouwen en in segment IV meer mannen. Segment III is het minst religieus en segment II het meest. Beide resultaten zijn in lijn met hetgeen gevonden is in de representatieve groepen in de ESS.

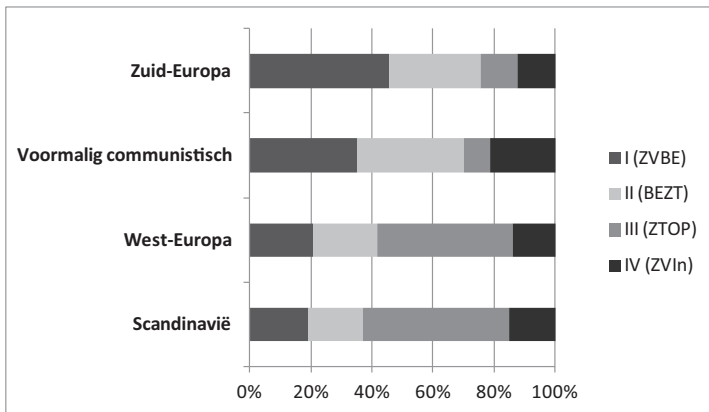
Segmenten binnen landen

Als er gekeken wordt naar de verdeling van de segmenten over landen heen, blijkt dat segment III (met nadruk op openheid en zelftranscendentie) in West-Europa meer dan twee keer zo groot is als in de voormalige communistische landen. Ook is, net als in de ESS, segment IV in de voormalige communistische landen veel groter dan in de andere Europese landen.

Als er op een wereldwijde schaal gekeken wordt, blijkt dat landen uit de SVS met een groot percentage in segment II, dat veel belang hecht aan behoud en zelftranscendentie, voorkomen in Afrika, het Midden-Oosten en Zuid-Amerika. Dit zijn de minder welvarende landen. Landen met een groot percentage in segment III zijn welvarend, zoals landen in West-Europa, Australië, Nieuw-Zeeland en Canada. Heel interessant is de verdeling van de segmenten in de Verenigde Staten. In vergelijking met andere welvarende landen in de wereld valt de Verenigde Staten op door het hoge percentage mensen in het meer behoudende segment II. Waar dit percentage in de meeste welvarende landen ruim onder de 15% blijft, is het in de VS bijna 25%.

Landen kunnen als homogeen gezien worden wat betreft culturele waarden als zij hoofdzakelijk tot een segment behoren. Dit is in weinig landen het geval. Het meest homogeen is Egypte in de SVS, waar bijna 90% tot segment II, dat veel belang hecht aan behoud, behoort.

Figuur 4 *Proportionele verdeling van de vier segmenten in vier Europese regio's (ESS data)*

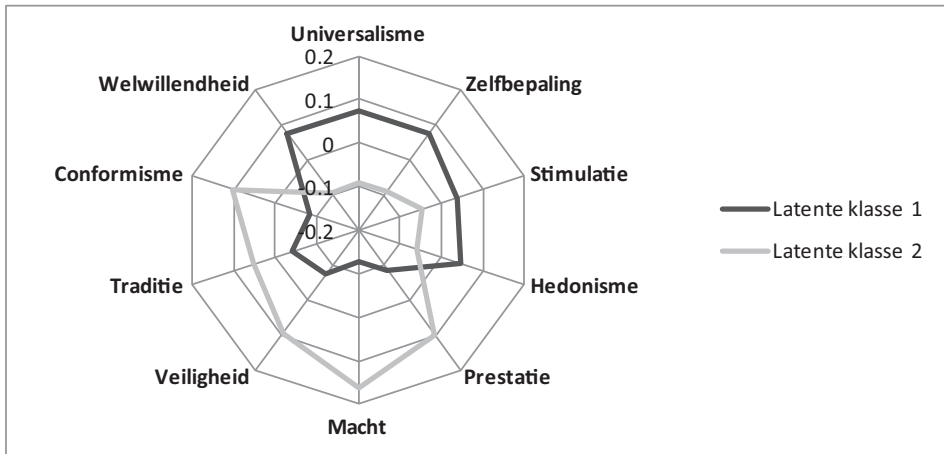


De vier segmenten die wij vinden, verschillen sterk van elkaar wat betreft het belang dat mensen toekennen aan de verschillende waardentypen. Dit geldt zowel voor de segmenten in de ESS als de segmenten in de SVS. In sommige landen is een van de vier

segmenten duidelijk groter dan de andere segmenten, maar in andere landen zijn de segmenten ongeveer even groot. Wanneer de segmenten ongeveer even groot zijn, duidt dat op meer heterogeniteit binnen een land. In de SVS blijkt de heterogeniteit het kleinst in Afrika, het Midden-Oosten en Azië, daar behoort 80% tot 90% van de mensen tot twee segmenten. In Amerika, Australië en Europa is de heterogeniteit het grootst. In deze landen is het kleinste segment circa 15%. In de ESS blijken alle landen redelijk heterogeen qua waarden. Het meest homogeen blijkt Turkije, waar 70% van de mensen in segment I en 20% in segment II valt. De verdeling voor de overige landen staat in Figuur 4. De landen uit Zuid-Europa en de voormalig communistische landen hebben meer mensen in segmenten I en II. De West-Europese landen en Scandinavië hebben de meeste respondenten in de segmenten II en vooral III. Segment III lijkt vooral voor te komen in meer welvarende landen.

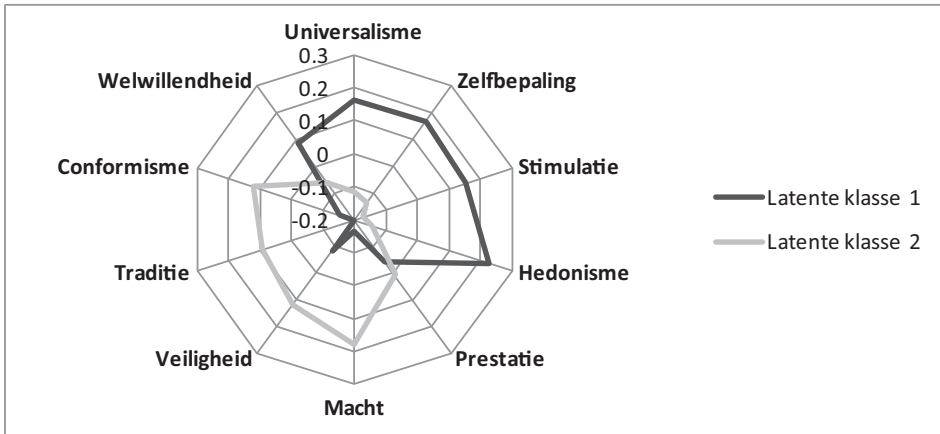
Dit is ook te zien in de groepering op landniveau bij multi-level latente klasse analyse. Hierbij worden latente klassen van landen weergegeven die meer op elkaar lijkende segmenten hebben. De uitkomsten geven aan dat er twee latente klassen op landniveau zijn. Hierbij is net als bij de voorgaande analyses duidelijk dat er grote overeenkomsten zijn tussen de uitkomsten bij de ESS en bij de SVS. Bij de ene latente klasse op landniveau wordt meer belang toegekend aan universalisme en openheid (UN, SD, ST en HE), terwijl in het andere segment de nadruk ligt op behoud en macht (CO, TR, SE, PO).

Figuur 5 Twee latente klassen op landniveau: European Social Survey



In latente klasse 1, die de waarden conformiteit, traditie, veiligheid en macht relatief het belangrijkste vindt, vallen de landen met een lagere welvaart. In latente klasse 2, met daarin mensen die de waarden welwillendheid, universalisme en zelfbepaling belangrijk vinden, vallen de meer welvarende landen.

Figuur 6 Twee latente klassen op landniveau: Schwartz Values Survey



Conclusie en discussie

Voor beleidsmakers bij overheid en bedrijfsleven zijn gegevens op landniveau zeer interessant als het gaat om beleidskeuzes op een hoog abstractieniveau. Echter, studies op landniveau gaan impliciet uit van homogeniteit van cultuur binnen de landsgrenzen. In dit hoofdstuk is nagegaan of de aanname van homogeniteit wel zo valide is en of er binnen landen geen grote verschillen bestaan in de mate waarin segmenten ofwel groepen mensen verschillende culturele waarden belangrijk vinden.

Wij vinden, gebruikmakend van de ESS 2008, in elk land vier segmenten. Elk van de segmenten kent een verschillend belang toe aan de vier onderscheiden waardendoemen in de waardenstructuur van Schwartz. Eén segment (III, ZTOP) combineert zelftranscendentie en openheid, één segment (II, BEZT) zelftranscendentie en behoud en één segment (IV, ZVIn) zelfverheffing en individualistische waarden zoals presentatie en hedonisme. Een vierde segment heeft minder uitgesproken waarde-prioriteiten en vindt bijna alle waarden even belangrijk. In dit segment worden ook theoretisch minder voor de hand liggende combinaties van waarden, zoals macht en welwillendheid, beide relatief belangrijk gevonden.

De gevonden vier segmenten blijken niet alleen van toepassing op de ESS. Gelijke segmenten werden gevonden in een totaal verschillende dataset, de dataset van de SVS, waarin leraren en studenten voorkomen uit meer dan zeventig landen wereldwijd. De segmenten lijken derhalve robuust over data sets heen.

Omdat de ESS gebruikmaakt van representatieve steekproeven in elk land kunnen de proporties waarin de waardensegmenten voorkomen inzicht verschaffen in de mate waarin een land homogeen is qua culturele waarden. In Turkije blijkt bijvoorbeeld dat bijna 70% van de populatie in segment I en 20% in segment II te plaatsen is, wat Turkije tot een relatief homogeen land maakt in vergelijking met landen als

Estland, waar de vier segmenten bijna gelijkelijk voorkomen in de populatie. In Nederland zitten de meeste mensen in de segmenten III (ruim 40%) en I (bijna 30%).

Tabel 1 De domeinen, waardentypen en items van Schwartz in de European Social Survey

Domein	Waardentype	Item
Zelftranscendentie	BE	Het is erg belangrijk voor hem om de mensen om hem heen te helpen. Hij wil zorgen voor hun welzijn.
Zelftranscendentie	BE	Het is belangrijk voor hem om loyaal te zijn ten opzichte van zijn vrienden. Hij wil zichzelf wijden aan de mensen die hem dierbaar zijn.
Zelftranscendentie	UN	Hij vindt het belangrijk dat iedereen in de wereld gelijkwaardig wordt behandeld. Hij vindt dat iedereen gelijke kansen in het leven moet hebben.
Zelftranscendentie	UN	Het is belangrijk voor hem om naar mensen te luisteren die anders zijn als hij. Zelfs als hij het niet met hen eens is, wil hij hen toch begrijpen.
Zelftranscendentie	UN	Hij vindt echt dat mensen goed voor de natuur moeten zorgen. Goed omgaan met het milieu is belangrijk voor hem.
Openheid	SD	Nieuwe ideeën bedenken en creatief zijn is belangrijk voor hem. Hij wil dingen graag op zijn eigen, originele manier doen.
Openheid	SD	Het is belangrijk voor hem om zelf beslissingen te nemen over wat hij doet. Hij wil graag vrij en onafhankelijk van anderen zijn.
Openheid	ST	Hij houdt van verrassingen en is altijd op zoek naar nieuwe dingen om te doen. Hij vindt het belangrijk om veel verschillende dingen te doen in het leven.
Openheid	ST	Hij is op zoek naar avontuur en neemt graag risico's. Hij wil een spannend leven leiden.
Openheid	HE	<i>Hij zoekt naar elke kans om plezier te hebben. Het is belangrijk voor hem om dingen te doen waaraan hij plezier beleeft.</i>
Openheid	HE	<i>Het is belangrijk voor hem om zich te vermaken. Hij houdt ervan om zichzelf te 'verwennen'.</i>
Zelfverheffing	AC	Het is belangrijk voor hem om te laten zien wat hij kan. Hij wil dat mensen bewonderen wat hij doet.
Zelfverheffing	AC	Het is belangrijk voor hem om zeer succesvol te zijn. Hij hoopt dat mensen zijn prestaties erkennen.
Zelfverheffing	PO	Het is belangrijk voor hem om rijk te zijn. Hij wil graag veel geld en dure spullen hebben.
Zelfverheffing	PO	Het is belangrijk voor hem dat hij van anderen respect krijgt. Hij wil dat mensen doen wat hij zegt.
Behoud	SE	Het is belangrijk voor hem om in een veilige omgeving te leven. Hij vermijdt alles wat zijn veiligheid in gevaar zou kunnen brengen.
Behoud	SE	Het is belangrijk voor hem dat de overheid zijn veiligheid tegen alle gevaren beschermt. Hij wil een sterke staat, die zijn burgers kan verdedigen.
Behoud	CO	Hij vindt dat mensen moeten doen wat hen wordt opgedragen. Hij vindt dat mensen regels altijd moeten naleven, zelfs als niemand toekijkt.
Behoud	CO	Het is belangrijk voor hem om zich altijd correct te gedragen. Hij wil alle gedrag vermijden waarvan mensen zullen zeggen dat het fout is.
Behoud	TR	Het is belangrijk voor hem om nederig en bescheiden te zijn. Hij tracht de aandacht niet op hemzelf te vestigen.
Behoud	TR	Tradities zijn belangrijk voor hem. Hij probeert zich te houden aan de gewoonten die hij vanuit zijn geloof of zijn familie heeft meegekregen.

Gezien de gevonden verschillen binnen landen lijkt het niet altijd gerechtvaardigd om ervan uit te gaan dat landscores een goede weergave zijn van de culturele waarden in een heel land. Een groot land als Turkije is in meerderheid behoudend, zoals ook blijkt uit de relatief hoge score die het land heeft op de cultuuroriëntatie conservatie en de lage score op autonomie (Schwartz, 2006). Echter, in Turkije blijkt segment III, het segment dat openheid en zelftranscendentie belangrijk vindt, wel degelijk te bestaan. Op dit segment kunnen beleidsmakers zich richten wanneer zij veranderingen willen bewerkstelligen. Het gebruikmaken van segmenten in plaats van landscores biedt meer inzicht in cultuurverschillen tussen en binnen landen.

Tot slot, de European Social Survey blijkt een uitstekende dataset, die ons in staat stelt sociale theorieën te testen. De waarde van de European Social Survey voor sociaalwetenschappelijk onderzoek is hierdoor groot.

Literatuur

- Caprara, G.V., Schwartz, S., Capanna, C., Vecchione, M., & Barbaranelli, C. (2006). 'Personality and Politics: Values, Traits, and Political Choice.' *Political Psychology*, 27 (1), 1-28.
- Fischer, R., & Schwartz, S. (2011). 'Whence Differences in Value Priorities?' *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 42 (7), 1127-1144. doi: 10.1177/0022022110381429.
- Hofstede, G. (2001). *Culture's consequences : comparing values, behaviors, institutions, and organizations across nations*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Inglehart, R. (1997). *Modernization and postmodernization : cultural, economic, and political change in 43 societies*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Kihlberg, I., & Risvik, E. (2007). 'Consumers of organic foods – value segments and liking of bread.' *Food Quality and Preference*, 18 (3), 471-481.
- Kilbourne, W., Grunhagen, M., & Foley, J. (2005). 'A cross-cultural examination of the relationship between materialism and individual values.' *Journal of Economic Psychology*, 26 (5), 624-641.
- Lee, J.A., Soutar, G.N., Daly, T.M., & Louviere, J.J. (2011). 'Schwartz Values Clusters in the United States and China.' *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 42 (2), 234-252.
- Linting, M., Meulman, J.J., Groenen, P.J.F., & Van der Kooij, A.J. (2007). 'Stability of nonlinear principal components analysis: An empirical study using the balanced bootstrap.' *Psychological Methods*, 12 (3), 359-379. doi: 10.1037/1082-989x.12.3.359; 10.1037/1082-989X.12.3.359.supp (Supplemental).
- Magidson, J., & Vermunt, J.K. (2002). 'Latent class models for clustering: A comparison with K-means.' *Canadian Journal of Marketing Research*, 20, 37-44.
- Schwartz, S.H. (1992). 'Universals in the content and structure of values: Theoretical advances and empirical tests in 20 countries.' In: Zanna, M.P. (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, Vol. 25, 1-65. San Diego, CA, US: Academic Press.
- Schwartz, S.H. (2006). 'A Theory of Cultural Value Orientations: Explication and Applications.' *Comparative Sociology*, 5 (2), 137-182.
- Schwartz, S.H. (2007). 'Value orientations: measurement, antecedents and consequences across nations.' In: Jowell, R., Roberts, C., Fitzgerald, R. & Eva, G. (Eds.), *Measuring attitudes cross-nationally*, 169-203. London: Sage.
- Schwartz, S.H., & Bardi, A. (2001). 'Value Hierarchies Across Cultures: Taking a Similarities Perspective.' *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 32 (3), 268-290.

- Steenkamp, J.B.E.M., Ter Hofstede, F., & Wedel, M. (1999). 'A cross-national investigation into the individual and national cultural antecedents of consumer innovativeness.' *Journal of Marketing*, 63 (2), 55-69.
- Ter Hofstede, F., Wedel, M., & Steenkamp, J.B.E.M. (2002). 'Identifying spatial segments in international markets.' *Marketing Science*, 21 (2), 160-177.
- Van de Vijver, F.J.R., & Leung, K. (2000). 'Methodological issues in psychological research on culture.' *Journal of Cross Cultural Psychology*, 31 (1), 33-51.
- Van Herk, H., Groenen, P.J.F., & Van Rosmalen, J. (2012). 'Waarden, segmenten en politieke partijen. Stabiliteit en verandering in de jaren nul.' In: Aarts, K. (Red.), *Nederland in de jaren nul*, 19-37. Amsterdam: Pallas Publications – Amsterdam University Press.
- Van Herk, H., & Poortinga, Y.H. (2012). 'Current and Historical Antecedents of Individual Value Differences Across 195 Regions in Europe.' *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 43 (8), 1229-1248. doi: 10.1177/0022022111429719.
- Van Rosmalen, J., Van Herk, H., & Groenen, P.J.F. (2010). 'Identifying Response Styles: A Latent-Class Bilinear Multinomial Logit Model.' *Journal of Marketing Research*, 47 (1), 157-172.

Periode, cohorte of intergenerationele vervanging?

Een verklaring voor de daling in de afkeuring van homoseksualiteit in België (2002-2010)

Cecil Meeusen en Marc Hooghe

Disapproval of homosexuality has clearly declined in Belgian society between 2002 (ESS round 1) and 2010 (ESS round 5). Conventional wisdom holds that this decline can be explained mainly by invoking generational replacement, as cohorts with stable traditional values are being replaced by younger cohorts with a value pattern that stresses individual autonomy and self-expression. In the current analysis we show that both cohort and age effects play a role in explaining the downward trend in disapproval of homosexuality. For respondents born before the 1950s, however, cohort effects were significant and period effects were only weakly significant; while for the respondents born after the 1950s, period effects were significant and cohort effects were not. This allows us to assume that in the current era, generational replacement is no longer the main driving force explaining declining levels of prejudice toward homosexuality in Western European societies.

Inleiding

Vooroordelen ten opzichte van homoseksualiteit kennen een duidelijke daling in de meeste westerse maatschappijen (Treas, 2002). Gezien het feit dat vooroordelen ten opzichte van homoseksualiteit een van de meest persistente en hardnekkige vormen van vooroordelen is binnen het attitudeonderzoek, vormt dit dalende patroon een theoretische uitdaging. Het afkeuren van homoseksualiteit wordt gelinkt aan een autoritaire persoonlijkheid, andere vormen van vooroordelen, sociale dominantie, seksisme, een gesloten persoonlijkheid en conservatieve geloofsovertuigingen (Hooghe, 2012; Weinberg, 1972). Het is daarom merkwaardig dat opinieonderzoek een consistente daling in het niveau van vooroordelen ten opzichte van homoseksualiteit laat zien, terwijl deze trend niet aanwezig is voor andere vormen van vooroordelen (Gibson, 2007; Inglehart & Welzel, 2005; Scott, 1998). Treas (2002) vond een duidelijke afname in vooroordelen ten opzichte van homoseksualiteit in de Verenigde Staten tussen 1988 en 1998. Hij vond ook dat deze afname sterker was voor jongere respondenten dan voor oudere respondenten. Hetzelfde patroon werd gevonden door Jaspers, Lubbers en De Graaf (2007), Andersen en Fetner (2008a) en Altemeyer

(2002) voor verschillende postindustriële democratieën. In dit opzicht bevestigen deze auteurs de conclusie van Inglehart en Welzel (2005) dat vooroordelen ten opzichte van homoseksualiteit een snelle daling kenden in postindustriële maatschappijen tijdens de laatste twee decennia.

Een algemene assumptie binnen de literatuur rond de evolutie van waarden en attitudes stelt dat het proces van waardenverandering gedreven wordt door intergenerationale vervanging (Inglehart & Abramson, 1994). Deze assumptie is gebaseerd op de verwachting dat waarden stabiel worden na de adolescentie. Indien dit het geval is, zullen de waarden- en attitudepatronen van het individu in de latere fases van de levenscyclus niet veel veranderen en zullen zij voornamelijk gezien worden als een reactie op de socialisatiecondities gedurende de kindertijd en vroege adolescentie. Sociale verandering moet bijgevolg niet gezien worden als verandering op het individuele niveau. Sociale verandering moet eerder gezien worden als een proces waarbij oudere cohorten met specifieke waarden- en attitudepatronen vervangen worden door jongere cohorten (Inglehart, 2008). Deze assumptie werd echter nog niet getest inzake attitudes ten opzichte van homoseksualiteit en dit kan bijgevolg beschouwd worden als een lacune in de literatuur. Dat is zeker het geval aangezien we weten dat attitudes ten opzichte van homoseksualiteit op een geaggregeerd landenniveau snel zijn veranderd tijdens de afgelopen decennia, terwijl de psychologische literatuur suggereert dat deze vorm van vooroordelen een diepgewortelde en stabiele attitude op individueel niveau is. De combinatie van het individuele en het geaggregeerde niveau wijst erop dat veranderingen in het afkeuren van homoseksualiteit inderdaad verklaard kunnen worden aan de hand van het mechanisme van intergenerationale vervanging.

Intergenerationele waardenverandering en verandering in attitude ten opzichte van homoseksualiteit

De dominante assumptie in de literatuur omtrent waardenverandering is dat kernwaarden stabiel zijn op het individuele niveau. Deze individuele stabiliteit kan gecombineerd worden met sociale veranderingen omwille van het proces van intergenerationale vervanging (Altwain & Krosnick, 1991; Brooks & Bolzendahl, 2004; Sears & Funk, 1999). Deze stelling vindt vaak haar inspiratie in het werk van Ronald Inglehart, die beweert dat de invulling van kernwaarden het resultaat is van gepercipieerde schaarste tijdens de vroege socialisatiefase. Afhankelijk van specifieke socialisatie-ervaringen zullen welbepaalde middelen als schaars gepercipieerd worden en zo een verhoogde appreciatie krijgen. Deze socialisatie leidt dan tot ofwel een materialistisch ofwel een postmaterialistisch waardenpatroon (Inglehart & Welzel, 2005). Terwijl het werk van Inglehart oorspronkelijk alleen focuste op (post)materialistische waardenpatronen, werd de focus in vervolgonderzoek duidelijk uitgebreid. Volgens Inglehart (2008) worden oudere leeftijdsc cohorten gekenmerkt door traditionele overlevingswaarden die de noodzaak voor materiële en fysieke veiligheid benadrukken en die aandacht schenken aan religieuze tradities, autoriteit en nationale trots. Binnen een dergelijk waardenpatroon is er weinig ruimte voor een positieve appreciatie van homoseksualiteit.

Recentere cohorten zijn gesocialiseerd in een periode van economische vooruitgang en welvaart, waardoor zij een meer postmodern waardenpatroon ontwikkeld hebben dat de nadruk legt op autonomie en zelfexpressie. Binnen het frame van deze seculiere en rationele waarden is tolerantie ten opzichte van verschillende *outgroups* (immigranten, religieuze of seksuele minderheden, et cetera) meer ontwikkeld en wordt in het algemeen meer waarde gehecht aan milieubescherming en het respecteren van de mensenrechten.

Deze algemene trend naar meer postmoderne waardenpatronen heeft belangrijke gevolgen voor de seksuele ethiek. Tolerantie ten opzichte van abortus en echtscheiding is duidelijk gegroeid en alleen de attitudes ten opzichte van prostitutie zijn kritischer geworden. Dit laatste is hoofdzakelijk het resultaat van een sterkere nadruk op de rechten van de vrouw en de *reframing* van prostitutie als element van gelijke rechten en seksuele uitbuiting. Voor tolerantie ten opzichte van homoseksualiteit is de trend zeer duidelijk, en Inglehart (1990) heeft aangetoond dat elke nieuwe cohorte toleranter is ten opzichte van homoseksualiteit dan de oudere leeftijdsgroepen. De onderliggende assumptie is dat bij traditionele culturen een materialistisch waardenpatroon dominant is en dat dit leidt tot de afwijzing van elke vorm van seksueel gedrag dat gezien kan worden als een bedreiging voor de reproductie en de opvoeding binnen het gezin. Postmoderne maatschappijen, daarentegen, zijn toleranter voor individuele zelfexpressie en seculiere waarden.

Vorig onderzoek heeft de stelling omtrent de intergenerationale vervanging als drijvend mechanisme achter de daling in vooroordelen ten opzichte van homoseksualiteit grotendeels bevestigd (Van den Akker et al., 2012). Zowel Treas (2002) als Andersen en Fetner (2008b) vonden dat opeenvolgende cohorten enorm verschilden in het niveau van tolerantie ten opzichte van homoseksualiteit, met minder vooroordelen onder de meest recente cohorten en meer vooroordelen onder de oudere cohorten. Het is echter duidelijk dat de intergenerationale vervanging niet het enige element is dat de daling van vooroordelen kan verklaren. Treas (2002) documenteert bijvoorbeeld een verandering *binnen* de cohorten: wanneer de respondenten ouder worden, worden ook hun attitudes ten opzichte van homoseksualiteit negatiever. Deze bevindingen doen twijfelen aan de vermeende stabiliteit van attitudes ten opzichte van homoseksualiteit op het individuele niveau. Andersen en Fetner (2008b) tonen verder ook duidelijke periode-effecten aan die vooroordelen met dezelfde gradatie verminderen bij alle leeftijdsc cohorten. Deze periode-effecten zijn te wijten aan het effect van media, secularisatie en het veranderen van wetgeving omtrent de rechten van homoseksuelen.

Een groot deel van de beschikbare data focust echter op het laatste kwartaal van de twintigste eeuw, een periode die gekenmerkt werd door snelle sociale en culturele veranderingen. Bijgevolg is het mogelijk dat deze specifieke historische omstandigheden verantwoordelijk zijn voor het feit dat auteurs zoals Inglehart een sterk en stabiel proces van intergenerationale vervanging vinden. Om te testen of dit inderdaad het geval is, gebruiken we in dit artikel recente data die het eerste decennium van de eenentwintigste eeuw beslaan. De generatie gesocialiseerd tijdens de jaren na de Tweede Wereldoorlog is op dit ogenblik ouder en men kan aannemen dat de meeste

mensen tegenwoordig hun kinder- en adolescentiejaren beleefden na de culturele beëroering van de jaren zestig (Hooghe & Jooris, 1999). Als zodanig blijft het de vraag of de intergenerationele vervanging vandaag de dag nog steeds even sterk is als in het klassieke werk van Inglehart en zijn collega's.

Data en methoden

Data

Om het effect van de intergenerationele vervanging op de trend van attitudes ten opzichte van homoseksualiteit te analyseren, maken we gebruik van data van de European Social Survey (ESS 2002-2010). De ESS is een cross-sectionele survey die tussen 2002 en 2010 reeds vijf keren herhaald werd, met telkens een tijdsinterval van twee jaar. Individuen in meer dan dertig Europese landen werden ondervraagd over hun opinies, attitudes en demografische karakteristieken. In dit artikel gebruiken we enkel de vijf golven van de Belgische steekproef ($N_{\text{Totaal}} = 8.939$; $N_{2002} = 1.899$; $N_{2004} = 1.778$; $N_{2006} = 1.798$; $N_{2008} = 1.760$; $N_{2010} = 1.704$). We beperken onszelf tot de Belgische steekproef om problemen omtrent de vergelijkbaarheid van de data vanwege historische gebeurtenissen te vermijden. Vorig onderzoek toont aan dat België beschouwd kan worden als een gemiddeld West-Europees land met betrekking tot vooroordelen en evoluties hiervan (Hooghe, 1990; Hooghe & Meeusen, 2012).

In elke golf werden nieuwe individuen van de leeftijd van vijftien jaar en ouder benaderd om deel te nemen aan een face-to-face interview van ongeveer een uur lang. In België werden de respondenten geselecteerd door middel van een two-stage sample design met regionale stratificatie (tien provincies en Brussel-hoofdstad). De *primary sampling units* (PSU) die gelokaliseerd waren in de gemeenten werden proportioneel verdeeld over de tien Belgische provincies en Brussel volgens de populatiegrootte van elke provincie. In elke PSU werden de individuen op toevallige wijze geselecteerd. Design-gewichten werden in alle analyses toegepast, in lijn met de aanbevelingen van het ESS data team (Ganninger, 2007).

Methode

Terwijl een panelsurvey individuen volgt gedurende een bepaalde tijdsspanne, volgt een herhaalde cross-sectionele survey zoals de ESS geboortecohorten, dus mensen die geboren werden in hetzelfde jaar. In dit artikel focussen we op het effect van cohorten op de trend in attitudes ten opzichte van homoseksualiteit. Cohorte-effecten kunnen echter verward worden met leeftijds- en periode-effecten en bijgevolg moeten zij duidelijk gedefinieerd worden. Een cohorte is een groep van individuen die gekenmerkt wordt door gelijke reacties op dezelfde historische gebeurtenissen of op een gemeenschappelijk socialisatieproces (Robertson, 1999; Ryder, 1965; Yang & Land, 2006). Periode-effecten, daarentegen, zijn toe te schrijven aan algemene gebeurtenissen of processen die alle leeftijdsgroepen tegelijkertijd beïnvloeden. Leeftijdseffecten, ten slotte, zijn effecten die te wijten zijn aan ouder worden, leeftijdscyclus, of veranderingen in de fysieke of psychologische ontwikkeling.

Het ontwarren van leeftijds-, periode- en cohorde-effecten (Age-Period-Cohort) is een grote methodologische uitdaging vanwege het 'identificatieprobleem' (Mason, Winsborough, Mason & Poole, 1973; O'Brien, 2011). Dit probleem refereert naar de lineaire relatie tussen de APC-parameters, wat leidt tot perfecte collineariteit indien ze gelijktijdig in een model worden geschat. Binnen de sociale wetenschappen werden er al verschillende oplossingen voor dit probleem voorgesteld (Robertson, 1999) (bijvoorbeeld hiërarchisch APC-model, et cetera). Echter, omwille van de relatief korte observatieperiode (slechts acht jaar) en het gelimiteerde aantal observatiemomenten (vijf golven) in de ESS, werd gekozen om slechts twee van de drie APC-effecten te onderzoeken en werd het leeftijdseffect (voorlopig) weggelaten (Andersen & Fetner, 2008b). De korte observatieperiode liet het niet toe om unieke effecten op een juiste wijze toe te schrijven aan cohorde en leeftijd. Daarom ontwikkelden we een model met vaste effecten voor periode en voor cohorde. In een volgende stap verdeelden we de steekproef in respondenten ouder dan vijftig jaar en respondenten jonger dan vijftig jaar om te verifiëren of de resultaten behouden blijven bij variërende leeftijdsgroepen. Door gebruik te maken van een model met vaste effecten voor meerdere groepen in Mplus, kunnen we een bijdrage leveren aan het debat rond de intergenerationale vervanging en attitudes ten opzichte van homoseksualiteit.

Metingen

Het afkeuren van homoseksualiteit, de afhankelijke variabele, werd gemeten door respondenten het volgende statement te laten evalueren: 'Homoseksuele mannen en lesbische vrouwen moeten vrij zijn om hun leven naar eigen goeddunken te leiden' (1 = helemaal akkoord, 5 = helemaal niet akkoord). Omdat het item deel uitmaakt van de kernvragenlijst van de ESS, werd tijdens elke golf gepeild naar tolerantie ten opzichte van homoseksualiteit. We moeten toegeven dat het meten van vooroordelen ten opzichte van homoseksualiteit met slechts één item vanuit een methodologisch oogpunt geen ideale operationalisering is. Maar het item is vergelijkbaar over tijd in de vijf opeenvolgende golven van de ESS en bovendien correleert het item op een gelijkwaardige manier als meer uitgebreide homofobieschalen met typische determinanten van vooroordelen ten opzichte van homoseksualiteit (Van den Akker et al., 2012). Daar komt bij dat we uit vorig onderzoek weten dat vooroordelen ten opzichte van homoseksualiteit sterk eendimensionaal zijn (Hooghe & Meeusen, 2012). Als zodanig kunnen we aannemen dat dit ene item een geldige indicatie is voor het niveau van afkeuren van homoseksualiteit binnen de Belgische samenleving.

De belangrijkste onafhankelijke variabelen zijn leeftijd, periode en cohorde. Leeftijd wordt gemeten in aantal levensjaren van vijftien tot honderd. Respondenten onder de vijftien jaar of boven de 101 jaar werden beschouwd als *outliers* of vergissingen en werden uit de dataset gehaald. Zoals vermeld stelt de literatuur dat oudere mensen homoseksualiteit meer afkeuren dan jongeren (Treas, 2002). Om het leeftijdseffect gedeeltelijk onder controle te houden, verdeelden we de steekproef in respondenten ouder dan vijftig jaar (42%) en respondenten jonger dan vijftig jaar (58%). Deze verdeling werd gekozen zodat we rekening konden houden met de snelle sociale veranderingen van de jaren zestig van de twintigste eeuw (Marwick, 1998). Cohorten wer-

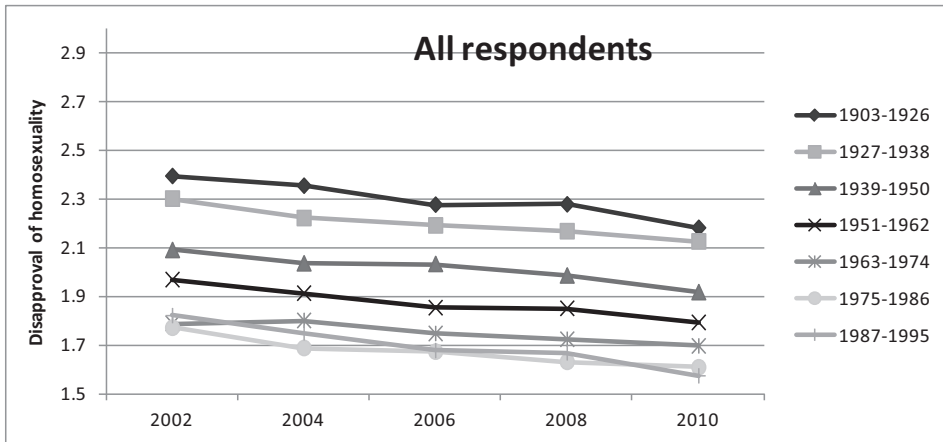
den chronologisch verdeeld in vijftien categorieën van telkens vijf geboortejaren (1903-1995). Omdat de dataset slechts enkele respondenten bevatte van de hoogste leeftijdscategorie, hergroepeerden we deze in een grotere cohorte (1903-1914). De periode werd gemeten in de surveyjaren (2002, 2004, 2006, 2008, 2010).

Om de mogelijke invloed van demografische veranderingen in de samenstelling van de Belgische samenleving op de trend in attitudes ten opzichte van homoseksualiteit te controleren, werden enkele demografische variabelen toegevoegd (Hooghe, 2012; Jaspers et al. 2007; Loftus, 2001). We controleerden voor gender, geloofsovertuiging, religieuze praktijken, nationaliteit, regio (Vlaanderen, Wallonië en het Brussels Gewest), opleiding en burgerlijke staat. We verwachtten dat alle demografische variabelen een significante impact zouden hebben op de tolerantie ten opzichte van homoseksualiteit. Specifiek verwachtten we dat vrouwelijke respondenten, respondenten met een hogere opleiding en getrouwde respondenten toleranter zouden zijn dan mannelijke respondenten, respondenten met een lagere opleiding en niet-getrouwde respondenten (Hooghe & Meeusen, 2012; Kunkel & Temple, 1992; Treas, 2002). Ook verwachtten we dat religieuze respondenten homoseksualiteit sterker zouden afkeuren dan niet-religieuze respondenten (Whitley, 2009). Tot slot verwachtten we dat niet-Belgische respondenten minder tolerant zouden zijn ten opzichte van homoseksualiteit dan Belgische respondenten, aangezien Belgen een relatief positieve attitude hebben ten opzichte van homoseksualiteit in vergelijking met de inwoners van andere landen (Van den Akker et al., 2012). Appendix 1 beschrijft de exacte operationalisering en voorziet in enkele beschrijvende statistieken voor alle variabelen.

Resultaten

In het eerste regressiemodel (Tabel 1), schatten we het effect van de intergenerationele vervanging op het afkeuren van homoseksualiteit, gecontroleerd voor periode-effecten en demografische variabelen. Zowel periode- als cohorte-effecten zijn sterk significant ($p < .001$). In België is de afkeur van homoseksualiteit significant gedaald tussen 2002 en 2010 ($\beta = -.15$). Het negatieve cohorte-effect ($\beta = -.15$) bevestigt de stelling dat oudere cohorten een hoger niveau van afkeuring hebben ten opzichte van homoseksualiteit dan jongere cohorten. Er werd, net zoals bij Andersen en Fetner (2008a), geen significante interactie gevonden tussen periode en cohorte, wat erop wijst dat cohorteversillen stabiel zijn over tijd en dat periode-effecten gelijk zijn voor alle cohorten. De jongere leeftijdscohorten blijven echter toleranter dan de oudere cohorten voor de periode van 2002-2010: mensen werden niet minder tolerant wanneer ze ouder werden (Figuur 1). Figuur 2 illustreert het negatieve cohorte-effect, dat blijkt af te vlakken naarmate de cohorten jonger worden. Met andere woorden, de jongere cohorten verschillen niet zo sterk in niveau van afkeur als de oudere cohorten. Dit suggereert dat de intergenerationele vervangingstheorie van toepassing is voor oudere cohorten, maar minder voor jongere cohorten, aangezien hun niveau van afkeur min of meer gelijk blijft.

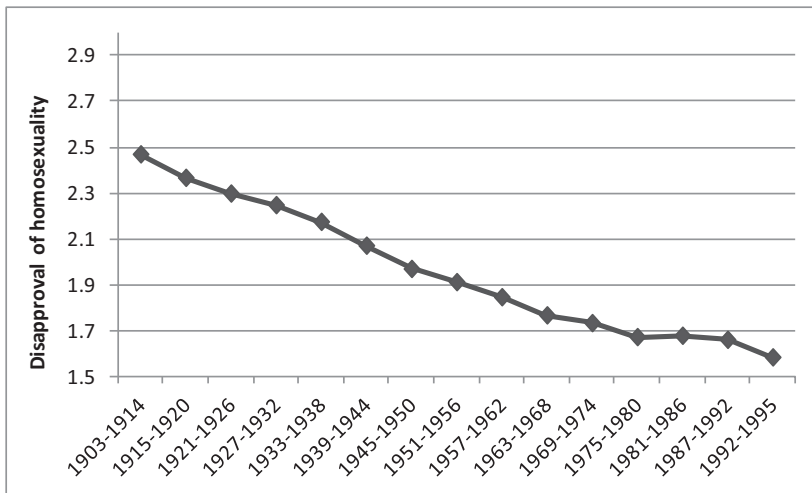
Figuur 1 Cohorte-effecten, gecontroleerd voor periode en leeftijd – Alle respondenten



Noot: Gemiddeld niveau van afkeuring van homoseksualiteit (vijfpuntenschaal) in vijf opeenvolgende golven van de ESS survey, 2002-2010

Bron: ESS 2002-2010

Figuur 2 Intergenerationele vervanging en afkeur van homoseksualiteit



Noot: Schattingen gebaseerd op regressiemodel in Tabel 1

Bron: ESS 2002-2010

Inzake de controlevariabelen van Model 1 wijzen alle parameters in de verwachte richting: mannelijke respondenten en respondenten met een lagere opleiding hebben een sterkere afkeuring van homoseksualiteit dan vrouwelijke respondenten en res-

pondenten met een hogere opleiding. Religie heeft ook een sterk effect: respondenten met een bepaalde geloofsovertuiging hebben een hoger niveau van afkeuring in vergelijking met niet-religieuze respondenten. Ook blijkt dat hoe meer religieuze vieringen men bijwoont, hoe hoger het niveau van vooroordelen is. Burgerlijke staat heeft dan weer geen significant effect. Niet-Belgen zijn minder tolerant dan Belgen en respondenten uit Wallonië zijn minder tolerant dan respondenten uit Vlaanderen. Het model verklaart 13% van de variantie in afkeur van homoseksualiteit.

Tabel 1 *Multiple regressie van periode- en cohorte-effecten*

	Model 1		Model 2			
	Alle respondenten		Respondenten < 50 jaar		Respondenten > 50 jaar	
	B (SE)	β	B (SE)	β	B (SE)	β
Intercept	2,43 (.08)		1,98 (.12)		2,75 (.13)	
Surveyjaar	-,03 (.00)	,05***	-,04 (.01)	-,06***	-,02 (.01)	-,03*
Cohorte	-,05 (.00)	-,15***	-,01 (.01)	-,02	-,12 (.01)	-,19***
Geslacht (<i>ref. man</i>)	-,16 (.02)	-,08***	-,18 (.03)	-,09***	-,13 (.04)	-,06***
Opleiding	-,07 (.01)	-,09***	-,06 (.01)	-,08***	-,05 (.01)	-,07***
Geloofsovertuiging (<i>ref. niet religieus</i>)						
(Rooms) Katholiek	,05 (.02)	,02*	,02 (.03)	,01	,08 (.04)	,04*
Ander christelijk geloof	,83 (.12)	,10***	,83 (.14)	,12***	,76 (.21)	,08***
Moslim	1,01 (.09)	,17***	,88 (.10)	,19***	1,54 (.28)	,12***
Ander	,13 (.13)	,01				
Religieuze praktijk	,11 (.01)	,15***	,14 (.01)	,17***	,08 (.01)	,12***
Burgerlijke staat (<i>ref. gescheiden/weduwe</i>)						
Getrouwd/Samenwonend	,01 (.03)	,01	-,05 (.04)	-,02	,09 (.05)	,04*
Nooit eerder getrouwd	,01 (.03)	,00	-,04 (.04)	-,02	,08 (.05)	,03
Nationaliteit (<i>ref. Belg</i>)	,11 (.04)	,03*	,17 (.05)	,05**	,02 (.07)	,01
Regio (<i>ref. Vlaanderen</i>)						
Brussel	,02 (.05)	,00	-,02 (.06)	-,00	,02 (.09)	,00
Wallonië	,11 (.00)	,05***	,06 (.03)	,03	,18 (.04)	,07***
R ²	,13		,14		,11	
N	8.649		5.060		3.589	

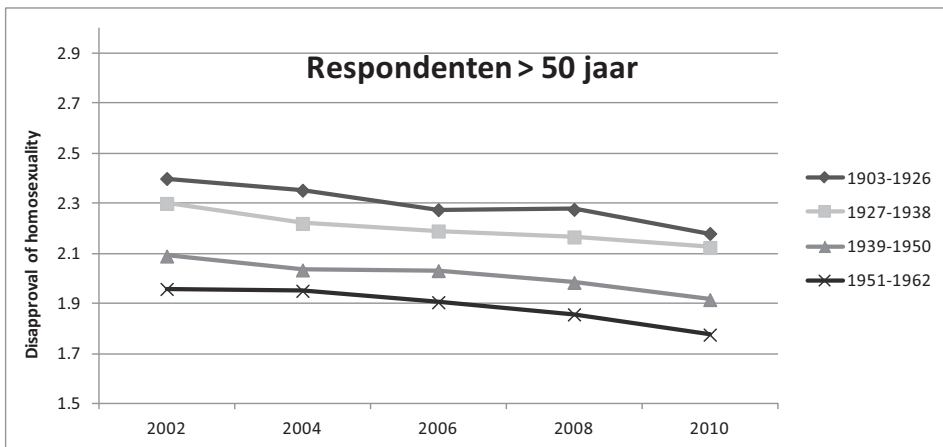
Noot. Coëfficiënten zijn gestandaardiseerde en niet-gestandaardiseerde MLR-schattingen gewogen aan de hand van design gewichten. *p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001
Bron: ESS 2002-2010

Figuur 1 en 2 suggereerden al dat de verschillen tussen de cohorten meer uitgesproken zijn bij de oudere cohorten dan bij de jongere cohorten. Om te testen of dit resultaat leidt tot een verschillend patroon in het regressiemodel, herhaalden we de regressieanalyse voor beide leeftijdsgroepen in Model 2 van Tabel 1. We maken gebruik van een *multiple group* regressieanalyse zodat we kunnen onderscheiden of cohorte-effecten en periode-effecten op dezelfde manier functioneren voor oudere en voor jongere respondenten. Er zijn twee opmerkelijke verschillen tussen de leeftijdsgroepen. Ten eerste zijn de periode-effecten significant voor de respondenten jonger dan vijftig jaar ($\beta = -,06$), maar niet voor respondenten ouder dan vijftig jaar ($\beta = -,02$), een

verband dat ook al werd gevonden door Treas (2002). Met andere woorden, het afkeuren van homoseksualiteit is stabiel over de tijd voor respondenten ouder dan vijftig jaar, en neemt af voor respondenten jonger dan vijftig jaar. Ten tweede, het cohortheffect is significant voor respondenten ouder dan vijftig jaar ($\beta = -.19$), maar niet voor respondenten jonger dan vijftig jaar ($\beta = -.02$). We vinden dus een significante variantie tussen de cohorten voor de oudere respondenten, maar niet voor jongere respondenten, wat opnieuw een indicatie is voor de afname van het effect van intergenerationele vervanging over tijd. De effecten van gender, opleiding, geloofsovertuiging, religieuze praktijken en burgerlijke staat zijn vergelijkbaar voor de twee leeftijdsgroepen en liggen in lijn met de verwachtingen. Nationaliteit had enkel een significant effect op de afkeur van homoseksualiteit bij de respondenten jonger dan vijftig jaar, en regio (Vlaanderen-Wallonië) had enkel een significant effect voor de respondenten ouder dan vijftig jaar.

We illustreren dit verschil tussen de twee groepen in Figuur 3 en Figuur 4. In Figuur 3 (> 50 jaar respondenten) observeren we grote verschillen tussen de cohorten en zien we dat deze verschillen stabiel blijven. In Figuur 4 doen we exact hetzelfde voor de respondenten jonger dan vijftig jaar. Hier kunnen we observeren dat de cohorten amper van elkaar verschillen en eigenlijk in grote mate overlappen. Binnen deze jongere groep verschillen cohorten blijkbaar niet meer, wat ons toestaat het mechanisme van intergenerationele vervanging voor deze jongere leeftijdsgroep in twijfel te trekken. De resultaten van de analyse suggereren dat het mechanisme om de daling in afkeur van homoseksualiteit te verklaren verschilt bij jongere en oudere respondenten: terwijl we cohorteverschillen observeren voor de oudere groep, lijkt de attitudeverandering bij de jongere groep vooral het resultaat van periode-effecten die dezelfde impact hebben op alle cohorten.

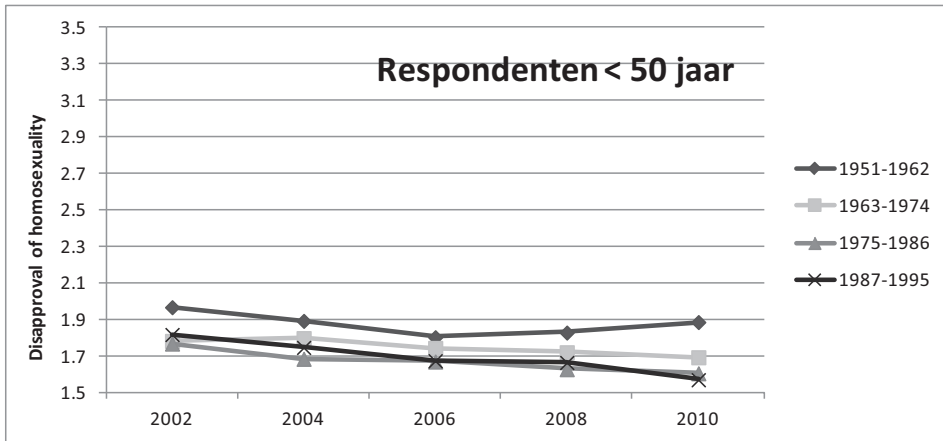
Figuur 3 Cohorte-effecten bij respondenten ouder dan vijftig jaar



Noot: Schattingen gebaseerd op regressiemodel in Tabel 1

Bron: ESS 2002-2010

Figuur 4 Cohorte-effecten bij respondenten jonger dan vijftig jaar



Noot: Schattingen gebaseerd op regressiemodel in Tabel 1

Bron: ESS 2002-2010

Niettemin moeten we toegeven dat de interpretaties van deze analyses eerder speculatief zijn, aangezien we niet in staat zijn de levenscyclus-effecten correct te onderscheiden. In de toekomst, wanneer de ESS meer survey-golven heeft uitgevoerd, zal een meer uitgewerkte APC-analyse mogelijk zijn. Toch kunnen we al enkele conclusies trekken over cohorte- en periode-effecten met betrekking tot een reeks van demografische variabelen.

Discussie

De resultaten geven duidelijk aan dat vooroordelen ten opzichte van homoseksualiteit verminderen in België, en het is opmerkelijk dat we deze trend zelfs kunnen waarnemen voor een relatief korte observatieperiode van acht jaar. Ondanks het feit dat psychologisch onderzoek aangeeft dat het hebben van vooroordelen ten opzichte van homoseksualiteit een diepgewortelde attitude is, blijkt deze attitude in een relatief korte periode te kunnen veranderen. Aangezien wordt aangenomen dat dit soort attitudes op individueel niveau erg stabiel zijn, stelt de traditionele literatuur dat dit proces van waardenverandering hoofdzakelijk gedreven wordt door processen van intergenerationale vervanging. De huidige analyse staat ons echter toe het belang van dit mechanisme in twijfel te trekken: afhankelijk van de leeftijd van de respondenten kunnen we spreken van intergenerationale vervanging of niet. Voor de oudere leeftijdsgroep (> 50 jaar) observeerden we inderdaad sterke, consistente en significante cohorteverschillen die aantonen dat de intergenerationale vervanging een rol speelt en leidt tot een toleranter waardenpatroon. Wat de oudere groep betreft, worden de inzichten van auteurs zoals Inglehart inderdaad bevestigd en kan men dus verwachten dat tolerantie zal toenemen, aangezien deze oudere leeftijdsco-

horten verder vervangen zullen worden. Bovendien bleken de periode-effecten binnen deze oudere groep niet significant.

Voor de jongere groep, aan de andere kant, verdween de variantie tussen de cohorten helemaal. Anders gezegd: inzake attitudes ten opzichte van homoseksualiteit is er niet echt een verschil tussen iemand die geboren is in 1964 en iemand die geboren is in 1988. Cohortevervanging is duidelijk niet meer het belangrijkste mechanisme voor waarden- en attitudeverandering binnen deze leeftijdsgroep. Periode-effecten, daarentegen, zijn wel sterker geworden, wat erop wijst dat tijdens een enkel decennium deze hele groep een substantiële proportie van zijn initiële negatieve attitudes ten opzichte van homoseksualiteit heeft verloren. Tot op zekere hoogte geeft dit aan dat de toekomstige evolutie in attitudes ten opzichte van homoseksualiteit minder voorspelbaar is geworden. Als de drijfveer de intergenerationale vervanging is, laten demografische voorspellingen toe aan te nemen dat ook in de volgende decennia leeftijdsc cohorten met meer vooroordelen zullen blijven verdwijnen. Echter, indien periode-effecten de bepalende factor geworden zijn, kunnen we niet met zekerheid voorspellen hoe deze attitudes zullen evolueren. In deze context kunnen we, gezien de goedkeuring van het homohuwelijk in verschillende West-Europese landen en de trend naar secularisatie, verwachten dat de toekomstige periode-effecten de vooroordelen ook zullen reduceren (Hooghe & Meeusen, 2014). Het is echter ook mogelijk dat we in de toekomst periode-effecten vinden in een andere richting, bijvoorbeeld als resultaat van een politieke of religieuze mobilisatie.

De huidige analyse bevat echter niet veel informatie over hoe we de transitie van cohorte- naar periode-effecten kunnen verklaren. De jaren zestig waren een periode met snelle culturele veranderingen, met een sterke generatiekloof als gevolg. Dit decennium werd gekenmerkt door een conflict tussen een generatie die opgroeide tijdens de ontberingen van de Tweede Wereldoorlog aan de ene kant en een nieuwe generatie die opgroeide tijdens de economische welvaart van de jaren zestig aan de andere kant. Vanaf de jaren zeventig is dit culturele conflict verzwakt en observeren we niet langer scherpe culturele conflicten tussen verschillende cohorten, althans niet tussen de respondenten die geboren werden na 1960. Het is dus verleidelijk het mechanisme van intergenerationale vervanging, uiteengezet door Inglehart, te zien als een typisch fenomeen gebonden aan het specifieke tijdsgewricht van de jaren zestig en zeventig van de vorige eeuw. Of deze speculatie correct is, is iets wat verder onderzocht moet worden met behulp van grote datasets met veel observatiemomenten en een brede reeks aan waarden en attitudes.

Hier moeten we dan ook wijzen op de limieten van het huidige onderzoek. Omwille van de haalbaarheid en de vergelijkbaarheid beperkten we onszelf tot één land. Hoewel er geen enkele aanwijzing is dat België een uitzondering is op dit vlak, moet toekomstig onderzoek aantonen of deze trend veralgemeend kan worden of niet. Ook moeten we toegeven dat de afhankelijke variabele 'afkeur van homoseksualiteit' in de ESS gemeten werd aan hand van slechts één item, terwijl bij voorkeur een sterkere attitudeschaal wordt gebruikt. Voor zover wij weten is dit soort informatie echter (nog) niet beschikbaar in een longitudinale dataset. Tot slot moeten we melden dat we slechts vijf golven van de ESS kunnen gebruiken. Deze vijf golven laten geen stabi-

ele APC-analyse toe en daarom hebben we onszelf moeten limiteren tot cohorte- en periode-effecten. Als er in de komende jaren meer golven van de ESS beschikbaar zullen zijn, is het onze ambitie deze data te gebruiken voor een omvangrijke en correcte analyse van leeftijds-, periode- en cohorte-effecten in attitudes ten opzichte van homoseksualiteit in West-Europa.

Literatuur

- Altemeyer, B. (2002). 'Changes in attitudes toward homosexuals.' *Journal of Homosexuality*, 42 (2), 63-75.
- Alwin, D.F. & Krosnick, J.A. (1991). 'Aging, cohorts, and the stability of sociopolitical orientations over the life span.' *American Journal of Sociology*, 97 (1), 169-195.
- Andersen, R. & Fetner, T. (2008a). 'Economic inequality and intolerance: attitudes toward homosexuality in 35 democracies.' *American Journal of Political Science*, 52 (4), 942-958.
- Andersen, R., & Fetner, T. (2008b). 'Cohort differences in tolerance of homosexuality. Attitudinal change in Canada and the United States, 1981-2000.' *Public Opinion Quarterly*, 72 (2), 311-330.
- Brooks, C. & Bolzendahl, C. (2004). 'The transformation of US gender role attitudes: cohort replacement, social-structural change, and ideological learning.' *Social Science Research*, 33, 106-133.
- European Social Survey Belgium Round 1-5 Data (2002-2010). 'Data file edition 2.0. Norwegian Social Science Data Services, Norway – Data Archive and distributor of ESS data.' [Retrieved from <http://www.europeansocialsurvey.org/>]
- European Social Survey (2002-2012). ESS 1-5 Documentation Report Belgium. [Retrieved from <http://www.europeansocialsurvey.org/>]
- Ganninger, M. (2007). 'Weighting in the ESS cumulative data set' (pp. 1-8). [Retrieved from http://ess.nsd.uib.no/ess/doc/Weighting_ESS_cumulative_data.pdf]
- Gibson, J.L. (2007). 'Political intolerance.' In: Dalton, R. & Klingemann, H.-D. (Eds.), *Oxford handbook of political behavior*, 323-341. Oxford: Oxford University Press.
- Hooghe, M. (1990). 'De liberalisering van abortus als strijdpunt in de Belgische politiek. 1971-1990.' *Res Publica*, 32 (4), 489-509.
- Hooghe, M. (2012). 'The impact of gendered friendship patterns on the prevalence of homophobia among Belgian adolescents.' *Archives of Sexual Behavior*, 40 (3), 543-550.
- Hooghe, M. & Jooris, A. (1999). *Golden Sixties, 1958-1973. Les années soixante en Belgique*. Paris: Flammarion.
- Hooghe, M. & Meeusen, C. (2012). 'Homophobia and the transition to adulthood: A three year panel study among Belgian late adolescents and young adults, 2008-2011.' *Journal of Youth and Adolescence*, 41 (9), 1197-1207.
- Hooghe, M. & Meeusen, C. (2014). Is same-sex marriage legislation related to attitudes toward homosexuality? Trends in tolerance of homosexuality in European countries between 2002 and 2010. *Sexuality Research and Social Policy*, 11.
- Inglehart, R. (2008). 'Changing values among Western publics from 1970 to 2006.' *West European Politics*, 31 (1), 130-146.
- Inglehart, R. & Abramson, P. (1994). 'Economic security and value change.' *American Political Science Review*, 88 (2), 336-354.
- Inglehart, R. & Welzel, C. (2005). *Modernization, cultural change, and democracy*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Jaspers, E., Lubbers, M. & De Graaf, N.D. (2007). "'Horrors of Holland": Explaining attitude change towards euthanasia and homosexuals in the Netherlands, 1970-1998.' *International Journal of Public Opinion Research*, 19 (4), 452-473.
- Kunkel, L.E. & Temple, L.L. (1992). 'Attitudes towards AIDS and homosexuals: Gender, marital status and religion.' *Journal of Applied Psychology*, 22 (13), 1030-1040.
- Marwick, A. (1998). *The sixties: cultural revolution in Britain, France, Italy and the United States, 1958-1974*. Oxford: Oxford University Press.
- Mason, K.O., Winsborough, H.H., Mason, W.M. & Poole, W.K. (1973). 'Some methodological issues in cohort analysis of archival data.' *American Sociological Review*, 38 (2), 242-258.
- O'Brien, R.M. (2011). 'The age-period-cohort conundrum as two fundamental problems.' *Quality & Quantity*, 45 (6), 1429-1444.
- Robertson, C., Gandini, S. & Boyle, P. (1999). 'Age-period-cohort models: A comparative study of available methodologies.' *Journal of Clinical Epidemiology*, 52 (6), 569-583.
- Ryder, N.B. (1965). 'The cohort as a concept in the study of social change.' *American Sociological Review*, 30 (6), 843-861.
- Scott, J. (1998). 'Changing attitudes to sexual morality: A cross-national comparison.' *Sociology*, 32, 1-30.
- Sears, D.O. & Funk, C.L. (1999). 'Evidence of the long-term persistence of adults' political predispositions.' *Journal of Politics*, 61 (1), 1-28.
- Treas, J. (2002). 'How cohorts, education, and ideology shaped a new sexual revolution on american attitudes toward nonmarital sex, 1972-1998.' *Sociological Perspectives*, 45 (3), 267-283.
- Van den Akker, H., Van der Ploeg, R. & Scheepers, P. (2012). 'Disapproval of homosexuality: Comparative research on individual and national determinants of disapproval of homosexuality in 20 European countries.' *International Journal of Public Opinion Research*. doi: doi: 10.1093/ijpor/ledr058.
- Whitley, B.E. (2009). 'Religiosity and attitudes toward lesbians and gay men: A meta-analysis.' *International Journal for the Psychology of Religion*, 19 (1), 21-38.

Appendix

Variabele	Operationalisering	Meting	Gemiddelde (SD) of percentage	N
Afkeur van homoseksualiteit	'Homoseksuele mannen en lesbische vrouwen moeten vrij zijn om hun leven naar eigen goed-dunken te leiden'	1 = Helemaal akkoord 5 = Helemaal niet akkoord	1,87 (1,03)	8.854
Leeftijd	Eigen berekening	15-100 jaar	45,85 (18,57)	8.850
Cohorte	Geboortjaar	1903-1995	1960,37 (18,72)	8.864
Periode	Survey golf	1-5 (2002-2010)	2,95 (1,42)	8.939
Geslacht	Geslacht	0 = Man 1 = Vrouw	,51 (,49)	8.910
Nationaliteit	Eigen berekening	0 = Belg 1 = Niet-Belg	,09 (,29)	8.937
Regio		0 = Vlaanderen 1 = Wallonië	1,70 (,92)	8.939
Opleiding	'Wat is het hoogste diploma dat u behaald heeft?'	1 = Lagere school 2 = Lager secundair onderwijs 3 = Hoger secundair onderwijs 4 = Hoger niet-universitair onderwijs 5 = Universitair onderwijs	3,13 (1,36)	8.897
Burgerlijke staat	Huidige burgerlijke staat	1 = Getrouwd/samenwonend 2 = Gescheiden/weduwe 3 = Nooit eerder getrouwd	55,12% 16,76% 28,22%	8.912
Geloofsovertuiging	'Tot welke geloofsovertuiging behoort u volgens uzelf?'	1 = Niet religieus 2 = (Rooms) Katholiek 3 = Ander christelijk geloof 4 = Moslim 5 = Ander	55,12% 39,12% 1,72% 3,02% 0,82%	8.894
Religieuze praktijk	'Afgezien van speciale gelegenheden zoals huwelijken en begrafenissen, hoe vaak gaat u tegenwoordig naar religieuze diensten?'	1 = Nooit 2 = Zeer weinig 3 = Alleen op speciale dagen 4 = Ten minste 1 keer per maand 5 = 1 keer per week 6 = meer dan 1 keer per week 7 = elke dag	2,07 (1,39)	8.924

De hoefijzerthese empirisch getoetst

Een cross-nationale vergelijking tussen extreemlinkse en extreemrechtse politieke oriëntaties in Europa

Mark Visser en Gerbert Kraaykamp

Are left-wing and right-wing extremists alike, as suggested by the horseshoe thesis, or not? We answer this question by employing five rounds (2002-2010) of the European Social Survey (ESS). Our conclusion, based on a logistic multilevel analysis, is that people in Europe who have an extreme left-wing and extreme right-wing political orientation differ on a large number of individual characteristics. The results show that manual workers, lower income categories, women, immigrants, non-religious people and those who believe that income inequality should be reduced, are more likely to hold an extreme left-wing ideology compared to an extreme right-wing ideology.

Introductie

Lijken extreemlinkse en extreemrechtse personen op elkaar of bestaat er een wereld van verschil tussen deze beide politieke uitersten? In dit onderzoek trachten we deze vraag te beantwoorden door na te gaan of de verklaringen voor extreemlinkse en extreemrechtse politieke voorkeuren gelijkenissen vertonen of juist niet. Eerder onderzoek heeft veel aandacht besteed aan extreemrechtse ideologieën (bijvoorbeeld: Carter, 2005; Kitschelt, 2007; Lubbers, Gijsberts & Scheepers, 2002; Mudde, 2007; Norris, 2005; Rydgren, 2007) en heeft zich in mindere mate gericht op links-extremistische opvattingen (March & Mudde, 2005; March & Rommerskirchen, te verschijnen; Ooijevaar & Kraaykamp, 2005). Tot op heden is een rechtstreekse vergelijking tussen aanhangers van extreemlinkse en extreemrechtse denkbeelden echter onderbelicht gebleven.

Het politieke speelveld kan enerzijds gesimplificeerd worden weergegeven als een horizontale lijn waarop beide extremen tegengestelde uiteinden vormen. Dit impliceert dat linkse en rechtse extremisten weinig met elkaar gemeen hebben en wezenlijk verschillen. Oosterwaal (2009) spreekt in dit licht van politieke polarisatie: '... groepen burgers die bij bepaalde beleidsonderwerpen extreem tegengestelde posities innemen' (p. 370). Anderzijds wordt wel gesteld dat het politieke links-rechts continuüm de vorm van een hoefijzer aanneemt. Een dergelijke zienswijze propageert dat de politieke uiteinden naar elkaar toebuigen en dus ideologisch of qua samenstelling

dichter bij elkaar liggen. De zogenaamde hoefijzerhypothese luidt dat personen met extreemlinkse en extreemrechtse politieke oriëntaties wel degelijk overeenkomsten vertonen wat betreft persoonlijke eigenschappen en sociaal-demografische achtergrondkenmerken (Faye, 2004).

In eerste instantie verwacht men wellicht dat personen met een extreemlinkse en een extreemrechtse ideologie tot tegengestelde kampen behoren en in een politieke strijd verwickeld zijn. Dikwijls worden extreemlinkse protesten verstoord door extreemrechtse bewegingen en vice versa. Ook de inhoudelijke gebieden waarop zij maatschappelijke verandering teweeg willen brengen lijken te verschillen. Extreemlinkse personen streven naar meer sociale gelijkheid en hekelen veelal het kapitalisme (Ooijevaar & Kraaykamp, 2005). Tevens zijn zij oververtegenwoordigd in stromingen zoals het antiglobalisme, antikapitalisme en dierenactivisme (Giddens, 1994). Recentelijk toonden March en Rommerskirchen (te verschijnen) aan dat het electorale succes van extreemlinkse partijen groter is in landen waar de macro-economische omstandigheden slechter zijn, waar veel mensen sceptisch zijn over Europa, en vooral waar extreemlinkse partijen eerdere successen hebben geboekt. Daarentegen richten personen met een extreemrechtse oriëntatie zich voornamelijk op het vreemdelingenvraagstuk. Zo blijkt het ervaren van etnische dreiging een van de belangrijkste verklaringen voor extreemrechts stemgedrag (Norris, 2005; Rydgren, 2007). Daarnaast kenmerken rechts-extremisten zich vaak door een autoritaire en nationalistische houding (Mudde, 2007) die haaks op het extreemlinkse gedachtegoed staat.

Beide politieke extremen kunnen echter ook parallellen vertonen. De manier waarop zij hun politieke doeleinden nastreven is vaak soortgelijk. Hierbij kan bijvoorbeeld gedacht worden aan een legitimering van geweld, populistische retoriek, politieke demonstraties en protestmarsen. Uit Amerikaans onderzoek is gebleken dat zowel extreemlinkse als extreemrechtse personen soms democratische principes overboord gooien, denken in stereotypen, en 'vijanden' hard aanpakken (McClosky & Chong, 1985). Deze studie liet echter ook zien dat linkse en rechtse extremisten in Amerika sterk uiteenlopende meningen verkondigen met betrekking tot immigratie, sociale ongelijkheid en veiligheid.

Al met al zijn de argumenten die voor en tegen de hoefijzerhypothese pleiten zeer wisselend. Er is echter nauwelijks sociaal-wetenschappelijk onderzoek verricht om de geopperde hoefijzervorm op zijn merites te beoordelen. In deze bijdrage onderwerpen we de hoefijzerthese aan een empirische toets. We doen dit vanuit een Europees cross-nationaal perspectief. Het politieke strijdtoneel binnen Europa raakt meer en meer gepolariseerd (Mair, Müller & Plasser, 2004; Thomassen, 2005) en de huidige economische crisis roept de vraag op of eventuele politieke ontevredenheid daarmee een voedingsbodem biedt voor extreme ideologieën. Onze empirische vergelijking tussen extreemlinkse en extreemrechtse personen heeft hier een verkennend karakter, hetgeen inhoudt dat we geen expliciete verwachtingen formuleren die uit theoretische overwegingen volgen. Wel bestuderen we in welke mate individuele factoren en landenkenmerken de kans op extreemlinkse politieke oriëntaties vergroten of verkleinen wanneer we dit rechtstreeks afzetten tegen extreemrechtse oriëntaties. We zijn geïnteresseerd in de volgende onderzoeksvraag: in hoeverre verklaren individuele facto-

ren en landkenmerken overeenkomsten en verschillen tussen personen met een extreemlinkse en een extreemrechtse politieke oriëntatie?

Data en meetinstrumenten

Data

Om een antwoord te kunnen geven op onze onderzoeksvraag maken we gebruik van vijf ronden (2002-2010) van de European Social Survey (ESS). De datacollectie van de ESS vindt tweejaarlijks plaats onder individuen in Europa van vijftien jaar en ouder. De gegevens worden verzameld middels face-to-face interviews. Over het algemeen zijn de responspercentages vrij hoog en kunnen de metingen beschouwd worden als betrouwbaar en valide (Jowell & The Central Coordinating Team, 2003; 2005; 2007). Meer informatie over de ESS is beschikbaar op de webpagina: www.europeansocialsurvey.org.

De gekoppelde dataset waarin alle ronden aanwezig zijn, bevat informatie over 230.551 individuen in 32 Europese landen. Het gaat om de volgende landen: België, Bulgarije, Cyprus, Denemarken, Duitsland, Estland, Finland, Frankrijk, Griekenland, Hongarije, Ierland, IJsland, Italië, Kroatië, Letland, Litouwen, Luxemburg, Nederland, Noorwegen, Oekraïne, Oostenrijk, Polen, Portugal, Roemenië, Rusland, Slovenië, Slowakije, Spanje, Tsjechië, het Verenigd Koninkrijk, Zweden en Zwitserland. Aangezien in verreweg de meeste Europese landen de leeftijd waarop men stemrecht verkrijgt achttien jaar is, zijn alleen personen geselecteerd die op het moment van ondervraging achttien jaar of ouder waren. Na deze selectie hielden we 222.008 respondenten over. Voor 29.131 respondenten ontbrak een waarde op onze afhankelijke variabele politieke zelfplaatsing, waardoor we niet in staat waren om te bepalen of zij een extreme ideologie aanhangen. We hebben deze respondenten verwijderd uit onze dataset. Alleen extreemlinkse en extreemrechtse personen zijn in onze analyses betrokken. Dit verkleinde onze steekproef aanzienlijk, maar dit is noodzakelijk om een directe vergelijking tussen extreemlinks en extreemrechts mogelijk te maken. Tot slot zijn ook de respondenten met missende waarden op een van de onafhankelijke variabelen buiten beschouwing gelaten. Uiteindelijk schatten we onze modellen voor 19.910 individuen in 32 Europese landen.

Links-rechts zelfplaatsing

Om personen die het extreemlinkse of extreemrechtse gedachtegoed aanhangen te identificeren, maken we gebruik van links-rechts zelfplaatsing. Respondenten is gevraagd om op een schaal van 0 (uiterst links) tot en met 10 (uiterst rechts) aan te geven hoe zij hun politieke ideologie beoordelen. Deze meting biedt verschillende voordelen boven het daadwerkelijke stemgedrag van personen. Allereerst stelt deze meting ons in staat om de beide politieke uitersten als extreem te benoemen in plaats van radicaal. Eerdere studies naar stemgedrag hebben een helder onderscheid gemaakt tussen de definities extreem en radicaal (Mudde, 1996): radicaal staat voor de weerstand tegen fundamentele waarden van de democratie, terwijl extreem refereert naar het verwerpen van het algehele democratische systeem. Zodoende lijkt de term ex-

treem niet goed aan te sluiten bij individueel stemgedrag, maar kan hij wel degelijk iemands politieke oriëntatie vertegenwoordigen. Daarbovenop is het erg lastig om in internationale studies radicaal linkse partijen te identificeren. Door links-rechts zelfplaatsing te kiezen als onze afhankelijke variabele, vermijden we de discussies over de criteria die bepalen of een partij wel of niet radicaal is. Een laatste voordeel is dat personen minder snel geneigd zijn om hun politieke partijvoorkeur prijs te geven in een survey, in vergelijking met hun relatief gemakkelijke links-rechts plaatsing.

We hebben de scores 0 en 1 op de links-rechts schaal samengenomen en het label extreemlinks gegeven; de scores 9 en 10 zijn gecombineerd om een extreemrechtse politieke oriëntatie weer te geven. Als we alleen 0 tot extreemlinks en alleen 10 tot extreemrechts zouden rekenen, zou er een te gering aantal respondenten zijn om als extreem te categoriseren. Dit lijkt niet alleen een slechte weergave van de werkelijkheid, maar is tevens onwenselijk voor onze analyses.

Overige operationaliseringen

Op individueel niveau bestuderen we allereerst de beroepsklasse van een persoon, gebaseerd op het EGP-klassenschema. We hebben eerst twee brede categorieën aangemaakt, namelijk hoofd- en handarbeid, en die uitgebreid met werkloos en overigen (onder andere huisvrouwen en studenten). Inkomen refereert naar het totale netto huishoudinkomen van een respondent. We hebben kwartielscores berekend per combinatie van land en jaar om de vergelijkbaarheid tussen landen te vergroten. De modellen bevatten dummyvariabelen voor het laagste, tweede, derde en hoogste kwartiel. Om ervoor te zorgen dat we het relatief grote aantal respondenten met een missende waarde op inkomen kunnen behouden, is een dummy opgenomen voor personen met een ontbrekende waarde op inkomen. Het hoogst behaalde opleidingsniveau van de respondent bestaat uit de categorieën primair, secundair en tertiair. Eerder onderzoek heeft aangetoond dat mannen vaker extreme waarden onderschrijven dan vrouwen (Givens, 2004). Daarom nemen we geslacht op in onze analyses (0 = vrouw; 1 = man). Verder bevatten onze modellen de variabelen etniciteit (0 = autochtoon; 1 = allochtoon), leeftijd (in jaren), religiositeit (0 = religieus; 1 = niet-religieus), burgerlijke staat (dummy's voor gehuwd, gescheiden, weduwnaar/weduwe en ongehuwd), aantal kinderen en het hoogst behaalde opleidingsniveau door een van beide ouders (primair, secundair, tertiair). Leeftijd is gedeeld door tien vanwege de interpretatie van de effecten. Ook is een kwadraatterm van leeftijd opgenomen om rekening te houden met mogelijke curvilineaire effecten.

Onze modellen bevatten tevens twee intermediaire variabelen: de houding ten opzichte van inkomensnivellering en het ervaren van etnische dreiging. De mening ten opzichte van inkomensnivellering is gemeten door respondenten de volgende stelling voor te leggen: 'De overheid zou maatregelen moeten nemen om inkomensverschillen te verminderen'. Men kon antwoorden op een schaal lopend van helemaal oneens (1) tot helemaal eens (5). De intermediaire factor ervaren etnische dreiging is gemeten door drie items die cross-cultureel vergelijkbaar zijn (Coenders, Lubbers & Scheepers, 2004), namelijk: 'Is het volgens u over het algemeen slecht of goed voor de economie dat mensen uit andere landen hier komen wonen?' (0 = goed voor de eco-

nomie, 10 = slecht voor de economie), 'Vindt u dat het culturele leven over het algemeen ondermijnd of verrijkt is door mensen uit andere landen die hier zijn komen wonen?' (0 = culturele leven is verrijkt, 10 = culturele leven is ondermijnd) en 'Is dit land, door mensen uit andere landen die hier zijn komen wonen, een slechtere of betere plek geworden om te wonen?' (0 = betere plek om te wonen, 10 = slechtere plek om te wonen). De scores op de items zijn gemiddeld om tot een schaal te komen (Cronbach's $\alpha = 0,87$).

Op het contextuele niveau bestuderen we vier landaspecten. De mate van inkomensongelijkheid in een land is gemeten door de Ginicoëfficiënt van een land in het jaar voorafgaand aan iedere ronde van de ESS. Hoe hoger de Gini, hoe groter de inkomensongelijkheid. Gegevens zijn afkomstig van de Standardized World Income Inequality Database (SWIID). Voor meer details over deze database verwijzen we naar een studie van Solt (2009). Om de macro-economische omstandigheden in een land te benaderen, voegen we het werkloosheidspercentage in een land en het Bruto Binnenlands Product (BBP) per hoofd van de bevolking toe. Voor beide maten geldt wederom dat de informatie handelt over het jaar voordat de survey is afgenomen. De gegevens zijn afkomstig van de website van de United Nations Economic Commission for Europe (UNECE). BBP is gedeeld door 1.000 om de geschatte effecten zinvol te kunnen interpreteren. Tot slot voegen we een dichotome variabele toe die aangeeft of een land na 1945 een totalitair regime heeft gekend (0 = geen totalitair regime, 1 = wel totalitair regime). We hebben de contextuele kenmerken zowel separaat als tegelijkertijd getoetst om te beoordelen of multicollineariteit een rol speelde. De resultaten van deze analyses geven aan dat de effecten robuust zijn. Beschrijvende resultaten staan weergegeven in Tabel 1.

Analyse

Aangezien respondenten genest zijn in zowel landen als surveyjaren, bestaat ons contextuele niveau uit 120 land-jaar combinaties. We schatten onze modellen met behulp van logistische multiniveau-analyse in MLwiN. We zetten daarbij personen met een extreemlinkse politieke oriëntatie af tegen extreemrechtse personen (de referentiecategorie). Dit stelt ons in staat om de hoefijzerhypothese direct te toetsen: een significant effect van een variabele betekent een bevestiging van de hypothese, terwijl een effect dat niet significant is erop wijst dat de hypothese verworpen dient te worden. De resultaten van de analyses staan weergegeven in Tabel 2.

De variantie op contextueel niveau is significant in het nulmodel, wat onze keuze voor multiniveau-analyse ondersteunt. Ongeveer 9% van de totale variantie valt toe te schrijven aan verschillen tussen land-jaar combinaties. In Model 1 hebben we de effecten van de individuele variabelen geschat. Vervolgens zijn in Model 2 de contextuele factoren opgenomen. Tot slot zijn de intermediaire variabelen toegevoegd in Model 3. Alle continue variabelen zijn gecentreerd op het gemiddelde.

Tabel 1 Beschrijvende statistieken

	Bereik	Gemiddelde	S.D.
Individuele variabelen (N = 19.910)			
Extreemrechts (extreemlinks = 1)	0-1	0,476	
Beroep			
Hoofdarbeid	0-1	0,264	
Handarbeid	0-1	0,147	
Werkloos	0-1	0,058	
Overige	0-1	0,531	
Inkomen			
Laagste kwartiel	0-1	0,147	
Tweede kwartiel	0-1	0,174	
Derde kwartiel	0-1	0,175	
Hoogste kwartiel	0-1	0,217	
Ontbrekende waarde	0-1	0,287	
Opleiding			
Primair	0-1	0,316	
Secundair	0-1	0,413	
Tertiair	0-1	0,271	
Geslacht (man = 1)	0-1	0,494	
Etniciteit (allochtoon = 1)	0-1	0,137	
Leeftijd (/10)	1,8-9,7	5,165	1,800
Leeftijd (/10) in het kwadraat	3,2-94,1	29,914	18,757
Niet-religieus	0-1	0,385	
Burgerlijke staat			
Gehuwd	0-1	0,552	
Gescheiden	0-1	0,102	
Weduwnaar/weduwe	0-1	0,116	
Ongehuwd	0-1	0,211	
Ontbrekende waarde	0-1	0,019	
Aantal kinderen	0-12	0,649	1,005
Opleidingsniveau ouders			
Primair	0-1	0,514	
Secundair	0-1	0,272	
Tertiair	0-1	0,165	
Ontbrekende waarde	0-1	0,049	
Mening over inkomensnivellering	1-5	3,985	1,120
Ervaren etnische dreiging	0-10	5,196	2,530
Contextuele variabelen (N = 120)			
Inkomensongelijkheid (Gini)	22,6-46,3	29,109	4,466
Werkloosheidspercentage	1,9-19,7	7,840	3,403
BBP (/1.000)	4,5-60,6	25,702	10,324
Totalitair regime na 1945 (wel = 1)	0-1	0,573	

Bron: European Social Survey (2002-2010)

Resultaten

We beperken ons hier tot het bespreken van de resultaten in Model 3 (zie Tabel 2). Het toevoegen van de intermediaire variabelen in Model 3 blijkt namelijk nauwelijks gevolgen te hebben voor de effecten in Model 2. We starten met het bespreken van de effecten op individueel niveau. Uit onze empirische verkenning van de hoefijzerthese blijkt dat handarbeiders een grotere kans hebben op een extreemlinkse politie-

ke oriëntatie ten opzichte van een extreemrechtse oriëntatie dan hoofdarbeiders ($b = 0,091$). Het effect is echter slechts marginaal significant. Tevens merken we op dat er geen significant verschil bestaat tussen werklozen en hoofdarbeiders. Wel vinden we een duidelijke invloed van inkomen: lagere inkomenskwartielen zijn vaker dan het hoogste inkomenskwartiel extreemlinks in vergelijking tot extreemrechts ($b = 0,209$; $b = 0,289$; $b = 0,224$). Onder constanthouding van de overige variabelen zijn de bijbehorende kansen voor de lagere inkomens op een extreemlinkse versus een extreemrechtse ideologie respectievelijk 38,6%, 40,5% en 39,0% tegenover 33,8% voor de hoogste inkomenscategorie. Hoewel de opleidingseffecten negatief zijn, blijken deze niet significant te zijn. Er bestaan dus geen verschillen naar opleiding in de kans op het aanhangen van een extreemlinks dan wel extreemrechts gedachtegoed. Mannen blijken een significant kleinere kans te hebben dan vrouwen om extreemlinks te zijn wanneer we dit afzetten tegen extreemrechts ($b = -0,073$). Voorts zien we dat allochtonen ($b = 0,537$) en niet-religieuze personen ($b = 1,000$) een grotere kans hebben om links-extremistisch te zijn ten opzichte van rechts-extremistisch. De odds voor niet-religieuze personen om een extreemlinkse politieke oriëntatie te hebben vergeleken met een extreemrechtse oriëntatie zijn ongeveer 2,7 maal zo groot als voor religieuze personen ($e^{1,000}$). Burgerlijke staat is eveneens een relevante variabele. Ten opzichte van gehuwde personen is de kans voor gescheiden personen ($b = 0,122$), weduwnaars/weduwes ($b = 0,181$) en ongehuwde personen ($b = 0,155$) om extreemlinks versus extreemrechts georiënteerd te zijn groter. Verder geldt dat naarmate het aantal kinderen dat men heeft stijgt, de kans om links-extremistisch te zijn in vergelijking tot extreemrechts kleiner wordt ($b = -0,046$).

Ten slotte zien we op het individuele niveau ook duidelijke effecten van de houding die personen aannemen ten aanzien van inkomensnivellering en de mate van etnische dreiging die zij ervaren. Voor het effect van de mening over inkomensnivellering ($b = 0,535$) berekenen we de kans voor iemand die het helemaal oneens (score 1) en voor iemand die het helemaal eens (score 5) is met de stelling dat de overheid maatregelen zou moeten nemen om inkomensverschillen te verminderen. Gecontroleerd voor de andere variabelen is de kans voor personen die tegen inkomensnivellering zijn op een extreemlinkse politieke oriëntatie ten opzichte van een extreemrechtse oriëntatie 46,6%. Die kans is behoorlijk groter, namelijk 88,1%, voor personen die voor het reduceren van inkomensverschillen zijn. Uit onze resultaten blijkt verder dat hoe meer etnische dreiging men ervaart, des te kleiner de kans is om extreemlinks te zijn vergeleken met extreemrechts ($b = -0,105$).

Op het contextuele niveau zijn de bevindingen eenduidig. Geen enkel contextueel effect blijkt significant te zijn. Dit duidt erop dat inkomensongelijkheid, het werkloosheidspercentage en de welvaart in een land geen invloed hebben op de kans op een extreemlinkse politieke oriëntatie ten opzichte van een extreemrechtse oriëntatie. Deze kans verschilt ook niet tussen landen die na 1945 wel of niet een totalitair regime hebben gekend.

Tabel 2 Resultaten logistische multiniveau-analyse van extreemlinks versus extreemrechts (ref.), logit-effecten ($N_1 = 19.910$, $N_2 = 120$)

	M1	M2	M3
Individuele variabelen			
Beroep (hoofdarbeid = ref.)			
Handarbeid	0,084~	0,084~	0,091~
Werkloos	0,090	0,088	0,070
Overige	-0,131**	-0,132**	-0,091*
Inkomen (hoogste kwartiel = ref.)			
Laagste kwartiel	0,330***	0,332***	0,209***
Tweede kwartiel	0,383***	0,384***	0,289***
Derde kwartiel	0,311***	0,311***	0,224***
Ontbrekende waarde	0,060	0,062	0,054
Opleidingsniveau (tertiair = ref.)			
Primair	-0,053	-0,053	-0,040
Secundair	-0,043	-0,043	-0,060
Geslacht (vrouw = ref.)	-0,121***	-0,121***	-0,073*
Etniciteit (autochtoon = ref.)	0,598***	0,600***	0,537***
Leeftijd (/10)	0,288***	0,290***	0,255***
Leeftijd (/10) in het kwadraat	-0,026***	-0,026***	-0,023***
Niet-religieus (religieus = ref.)	1,011***	1,014***	1,000***
Burgerlijke staat (gehuwd = ref.)			
Gescheiden	0,141**	0,141**	0,122*
Weduwnaar/weduwe	0,174***	0,175***	0,181***
Ongehuwd	0,199***	0,199***	0,155**
Ontbrekende waarde	0,169	0,172	0,267
Aantal kinderen			
	-0,042**	-0,042**	-0,043**
Opleidingsniveau ouders (tertiair = ref.)			
Primair	0,209***	0,209***	0,180***
Secundair	0,040	0,041	0,028
Ontbrekende waarde	0,140~	0,140~	0,149~
Individuele intermediërende variabelen			
Mening over inkomensnivellering			0,535***
Ervaren etnische dreiging			-0,105***
Contextuele variabelen			
Inkomensongelijkheid (Gini)		0,008	0,003
Werkloosheidspercentage		0,029	0,019
BBP (/1.000)		0,002	0,003
Totalitair regime na 1945 (geen = ref.)		-0,078	-0,149
Intercept	-0,795***	-0,754***	-0,673***
Land-jaar variantie	0,337***	0,330***	0,327***

~p<0,1, *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001

Bron: European Social Survey (2002-2010)

Conclusie

In deze studie stond een empirische verkenning van de hoefijzerthese centraal. Deze hypothese luidt dat extreemlinkse en extreemrechtse personen op elkaar lijken en eigenschappen met elkaar gemeen hebben (Faye, 2004). We hebben deze stelling onderzocht door een aantal individuele achtergrondkenmerken en contextuele factoren te bestuderen in een multiniveau-analyse van 32 Europese landen. Hieruit kunnen we

opmaken dat de verbanden op het individuele niveau suggereren dat we de hoefijzerhypothese voornamelijk dienen te verwerpen. Linkse en rechtse extreme personen in Europa verschillen namelijk op een groot aantal individuele kenmerken. Zo hebben handarbeiders, lagere inkomensgroepen, vrouwen, allochtonen, niet-religieuze personen, gescheiden personen, weduwnaars/weduwes, ongehuwden, personen die vinden dat inkomensongelijkheid bestreden moet worden en personen die minder etnische dreiging ervaren, vaker een extreemlinkse dan een extreemrechtse politieke oriëntatie. De contextuele factoren (inkomensongelijkheid, werkloosheid, welvaart en een historie als totalitair regime) bewerkstelligen echter geen verschillen tussen links-extremistische en rechts-extremistische personen, hetgeen wijst op een (voorlopige) bevestiging van de hoefijzerhese op landniveau. Toch vermoeden we dat de individuele kenmerken bij politieke oriëntaties doorslaggevend zijn. Het aanhangen van een extreemlinkse dan wel extreemrechtse ideologie is namelijk een persoonlijke voorkeur. Daarom ligt het voor de hand dat vooral persoonlijke kenmerken en voorkeuren bepalen in hoeverre een persoon extreme denkbeelden onderschrijft. Het feit dat de factoren op landniveau geen invloed hebben, kan overigens ook betekenen dat de landkenmerken politieke voorkeuren in gelijke mate beïnvloeden. Zo is bijvoorbeeld gebleken dat een dictatoriaal verleden een voedingsbodem is voor zowel extreemlinkse als extreemrechtse ideologieën (Visser, Jaspers & Kraaykamp, 2012).

We hopen met dit onderzoek een aanzet te hebben gegeven tot het systematisch vergelijken van extreemlinkse en extreemrechtse politieke oriëntaties. Het is belangrijk dat toekomstig onderzoek naar de hoefijzerhese zich sterker richt op een theoretisch raamwerk waaruit concrete verwachtingen kunnen worden afgeleid. Tevens is het van belang om alternatieve (intermediërende) attitudes te onderzoeken. In dit onderzoek is vooral naar sociaal-demografische kenmerken gekeken. Het zou interessant zijn om – naast iemands mening over inkomensnivellering en ervaren etnische dreiging – te bestuderen of bijvoorbeeld vertrouwen in de democratie/politiek, een nationalistische houding en deelname aan nieuwe sociale bewegingen (zoals het antiglobalisme) overeenkomsten en verschillen tussen personen met een extreemlinkse en extreemrechtse politieke oriëntatie beter kunnen verklaren.

Literatuur

- Carter, E. (2005). *The extreme right in Western Europe. Success or failure?* Manchester: Manchester University Press.
- Coenders, M., Lubbers, M., & Scheepers, P. (2004). *Majorities' attitudes towards minorities in Western and Eastern European societies: Results from the European Social Survey 2002-2003*. Wenen: European Monitoring Centre on Racism and Xenophobia.
- Faye, J. (2004). *Langages totalitaires*. Parijs: Hermann.
- Giddens, A. (1994). *Beyond left and right: the future of radical politics*. Cambridge: Polity Press.
- Givens, T.E. (2004). 'The radical right gender gap.' *Comparative Political Studies*, 37, 30-54.
- Jowell, R. & The Central Coordinating Team (2003). *European Social Survey 2002/2003: Technical report*. Londen: Centre for Comparative Social Surveys, City University.

- Jowell, R. & The Central Coordinating Team (2005). *European Social Survey 2004/2005: Technical report*. Londen: Centre for Comparative Social Surveys, City University.
- Jowell, R. & The Central Coordinating Team (2007). *European Social Survey 2006/2007: Technical report*. Londen: Centre for Comparative Social Surveys, City University.
- Kitschelt, H.P. (2007). 'Growth and persistence of the radical right in postindustrial democracies: Advances and challenges in comparative research.' *West European Politics*, 30, 1176-1206.
- Lubbers, M., Gijsberts, M., & Scheepers, P. (2002). 'Extreme right-wing voting in Western Europe.' *European Journal of Political Research*, 41, 345-378.
- Mair, P.M.A., Müller, W.C., & Plasser, F. (2004). *Political parties and electoral change: party responses to electoral markets*. Londen: Sage.
- March, L. & Mudde, C. (2005). 'What's left of the radical left? The European radical left after 1989: Decline and mutation.' *Comparative European Politics*, 3, 23-49.
- March, L. & Rommerskirchen, C. (te verschijnen). 'Out of left field? Explaining the variable electoral success of European radical left parties.' *Party Politics*. doi: 10.1177/1354068812462929.
- McClosky, H. & Chong, D. (1985). 'Similarities and differences between left-wing and right-wing radicals.' *British Journal of Political Science*, 15, 329-363.
- Mudde, C. (1996). 'The war of words: defining the extreme right party family.' *West European Politics*, 19, 225-248.
- Mudde, C. (2007). *Populist radical right parties in Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Norris, P. (2005). *Radical right. Voters and parties in the electoral market*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ooijevaar, J. & Kraaykamp, G. (2005). 'Links in beeld. Een explorerend onderzoek naar de sociale kenmerken van extreem links in Nederland.' *Mens & Maatschappij*, 80, 239-256.
- Oosterwaal, A. (2009). 'Polarisatie in de Nederlandse samenleving en politiek: het integratiebeleid.' *Mens & Maatschappij*, 84, 369-392.
- Rydgren, J. (2007). 'The sociology of the radical right.' *Annual Review of Sociology*, 33, 241-262.
- Solt, F. (2009). 'Standardizing the World Income Inequality Database.' *Social Science Quarterly*, 90, 231-242.
- Thomassen, J. (2005). *The European voter: a comparative study of modern democracies*. Oxford: Oxford University Press.
- Visser, M., Jaspers, E., & Kraaykamp, G. (2012). 'Extremie politieke oriëntaties in Europa. Verklaringen op micro- en macroniveau.' *Mens & Maatschappij*, 87, 302-329.

Wanneer eigenbelang en ideologie botsen

Een analyse van steun voor welvaartsherverdeling in tijden van financiële crisis

Tim Reeskens, Bart Meuleman en Wim van Oorschot

Amidst the financial crisis, European governments are in the grip of the mantra of austerity. In this chapter we aim at answering the question whether personal experiences of deprivation lead to increased support for welfare redistribution by conservative respondents on the political right (a group that typically is more against state intervention). An analysis of the European Social Survey 2010 shows that socio-economic status moderates the effect of political ideology on support for redistribution only weakly: even after experiencing deprivation, conservative respondents are significantly less supportive of government intervention than respondents on the left. Even in times of crisis, political ideology remains a robust explanation for individual differences in support for redistribution.

Inleiding

De val van de Amerikaanse zakenbank Lehman Brothers in 2008 heeft de Europese Unie bijna in een institutionele crisis gestort. De Europese lidstaten hebben zich uitgesproken voor de stabiliteit van de euro, bijvoorbeeld door de oprichting van het Europees Stabiliteitsmechanisme (ESM). Zo hebben ze zich – tot op zekere hoogte – geëngageerd om de financiële solventie van Griekenland en andere door de crisis geteisterde landen te garanderen en te bewaken. Dit engagement, tezamen met het feit dat de financiële crisis nog altijd geen halt is toegeroepen, heeft ertoe geleid dat vele nationale overheden problemen hebben om hun begrotingen in evenwicht te houden conform het Verdrag van Maastricht. Uitgezonderd enkele dissidente Europese overheden die resoluut de kaart van meer groei en investeringen trekken, blijft Europa tot op heden in de ban van de mantra van besparingen. In deze besparingsdrang staan ook de sociale voorzieningen onder druk: maatregelen zoals het optrekken van de pensioenleeftijd, de verhoging van het collegegeld, de beperking van de maximale duur van de werkloosheidsbescherming, en de introductie van de gebruikersbetalingen in de (gezondheids-)zorg worden overwogen of zijn reeds geïmple-

menteerd. Deze besparingen op sociale bescherming confronteert Europese burgers met financiële onzekerheid – toekomstig onderzoek moet klaarheid scheppen over de omvang hiervan.

Voor sociale wetenschappers biedt de huidige crisis een aantal kansen om een beter inzicht te krijgen in factoren die bijdragen aan het publieke draagvlak van de verzorgingsstaat. Twee theoretische modellen zijn dominant in de verklaring van steun voor de welvaartsstaat, namelijk eigenbelang en politieke ideologie. Het paradigma van eigenbelang stelt dat de welvaartsstaat in de eerste plaats gesteund wordt door groepen die specifiek baat hebben bij sociale bescherming, zoals lage inkomensgroepen, werklozen en mensen met een slechte gezondheid (Svallfors, 1997; Blekesaune & Quadagno, 2003). Het paradigma van politieke ideologie stelt daarentegen dat opvattingen over herverdeling niet terug te voeren zijn op rationele kosten-batenanalyses, maar ingebed zijn in een breder en consistent systeem van waarden, normen en opvattingen (Feldman & Zaller, 1992). Uit vorig onderzoek is gebleken dat het onderscheid tussen politiek links en rechts – een klassieke indicator van politieke ideologie – een goede verklaring biedt voor steun voor de welvaartsstaat: rechts-conservatieven zijn beduidend meer gekant tegen herverdeling dan links-progressieven (Jaeger, 2008).

Zowel eigenbelang als politieke ideologie oefenen onafhankelijk van elkaar invloed uit op de steun voor welvaartsherverdeling. Desondanks blijkt uit onderzoek dat ideologische overwegingen doorgaans sterkere effecten uitoefenen dan indicatoren van eigenbelang (voor een overzicht: Jaeger, 2008). Echter, eigenbelang en politieke ideologie sluiten elkaar niet noodzakelijk uit. Gelissen (2000) stelt dat er tussen beide een wisselwerking bestaat die kan worden opgevat in termen van moderatie. Concreet betekent dit dat het effect van politieke ideologie zou kunnen verschillen naargelang de socio-economische positie die men bekleedt. Dit idee heeft lange tijd nauwelijks aandacht gekregen in empirisch onderzoek, met uitzondering van een recente studie van Yotam Margalit (2013). Met behulp van Amerikaanse paneldata van vóór en na het uitbreken van de financiële crisis in 2008 toont Margalit (2013) aan dat Republikeinse kiezers die hun baan hebben verloren voor kortere tijd eenzelfde niveau van steun voor herverdeling gaan vertonen als Democratische kiezers. Op korte termijn impliceert dit dat materieel eigenbelang de invloed van politieke ideologie tenietdoet.

Tegen de achtergrond van de voortdurende crisis en toenemende financiële deprivatie voor grote groepen Europeanen wil deze studie een antwoord geven op de vraag of er ook in Europa sprake is van een dergelijk interactie-effect tussen socio-economische positie en politieke ideologie. Groeit steun voor herverdeling onder personen aan de rechterzijde van het politieke spectrum wanneer zij geconfronteerd worden met deprivatie? Om deze vraag te beantwoorden, analyseren we de vijfde golf van de European Social Survey. Deze cross-nationale survey werd te midden van de aanhoudende financiële crisis georganiseerd in een brede waaier van verschillende verzorgingsstaten. De vragenlijst bevat drie retrospectieve items die peilen naar toegenomen financiële onzekerheid sinds het uitbreken van de crisis. Deze schaal van financiële deprivatie zal in verband worden gebracht met de klassieke politieke links-rechts schaal om zo steun voor herverdeling te verklaren.

Dit hoofdstuk is als volgt gestructureerd. In het volgende deel bespreken we de literatuur over de relatie tussen politieke ideologie, eigenbelang, en steun voor de verzorgingsstaat. Daarna presenteren we de gebruikte data en onderzoeksmethodes. Vervolgens worden de resultaten besproken en tot slot komen in het laatste deel de implicaties van ons onderzoek aan bod, met betrekking tot de complexiteit van het draagvlak voor de verzorgingsstaat in tijden van een economische malaise.

Literatuuroverzicht

Eigenbelang of politieke ideologie?

De vraag of eigenbelang dan wel politieke ideologie de bovenhand voert bij het verklaren van beleidsvoorkeuren houdt politicologen reeds bezig sinds de jaren zestig van de twintigste eeuw (Campbell et al., 1960; Lipset, 1960; Sears et al., 1979, 1980). Verschillende studies tonen aan dat 'symbolische politiek' (Sears et al., 1979) – stabiele, affectieve voorkeuren die gesocialiseerd zijn in de vroege levensfasen, meestal maar niet uitsluitend verengd tot politieke ideologie – vaak een sterkere invloed uitoefenen op beleidsvoorkeuren dan eigenbelang.¹

De paradigma's van eigenbelang en politieke ideologie zijn ook vaak gebezigd ter verklaring van het draagvlak voor de sociale zekerheid (Taylor-Gooby, 1985; Hasenfeld & Rafferty, 1989; Kangas, 1997; Bean & Papadakis, 1998; Svallfors, 2012). Het eerste model van eigenbelang² stelt dat een individu zich gedraagt als een rationele *homo economicus* die gericht is op nutsmaximalisatie. Steun voor herverdeling van de zogenaamde *haves* naar de *havenots* wordt op deze manier opgevat als de uitkomst van een kosten-batenanalyse (Svallfors, 1997; Blekesaune & Quadagno, 2003). Deze redenering impliceert dat sociale groepen die meer aanspraak maken op sociale voorzieningen zich meer positief uitspreken over herverdeling. Groepen die daarentegen netto bijdragen aan de sociale zekerheid – met name hogere inkomensgroepen – laten zich negatiever uit over overheidsinterventie.

Het tweede model stelt dat steun voor de verzorgingsstaat een uiting is van ideologische disposities (Feldman & Zaller, 1992; Svallfors, 1993; Papadakis & Bean, 1993; Jacoby, 1994; d'Anjou et al., 1995; Bean & Papadakis, 1998; Jaeger, 2008). Volgens dit model is steun voor herverdeling ingebed in een breed en samenhangend systeem van ideologische voorkeuren. Dit systeem fungeert als een reeks algemene maar fundamentele principes die aan de grondslagen liggen van beleidspreferenties, waaronder ook preferenties op het vlak van de verzorgingsstaat. Hoewel uit eerder empirisch onderzoek een aantal verschillende ideologische dimensies naar voren gekomen is om steun voor de verzorgingsstaat te verklaren (zoals postmaterialisme en ideeën over rechtvaardigheid; voor een overzicht: Jaeger, 2006), blijft het onderscheid tussen politiek progressief-links en conservatief-rechts dominant in de onderzoekspraktijk. Dit links-rechts onderscheid werd geïntroduceerd door Seymour Martin Lipset (1959) om klasse-attitudes te meten. Ideologische oriëntaties worden verondersteld gesocialiseerd te zijn tijdens de adolescentie (Sears et al., 1979) en onderzoek heeft ook aangetoond dat deze oriëntaties stabiel zijn over de levensloop (Converse, 1964). Empirisch onderzoek heeft aangetoond dat het effect op de voorkeuren voor herverdeling

sterk, robuust en exogeen is (Jaeger, 2008), wat impliceert dat vroeg-gesocialiseerde links-rechts overtuigingen een causale invloed uitoefenen op steun voor herverdeling (Jaeger, 2008; Kumlin, 2006). Dit sterke en robuuste effect van ideologie blijft overeind na controle van indicatoren die eigenbelang uitdrukken.³

Geïnspireerd door Amerikaanse studies aangaande 'symbolische politiek' (Sears et al., 1979), zijn er een aantal empirische studies op het Europese vasteland uitgevoerd over de invloed van zowel eigenbelang als politieke ideologie op het draagvlak voor de verzorgingsstaat om na te gaan welke meest dominant is. De empirische resultaten variëren lichtjes afhankelijk van het welzijnsprogramma dat wordt geëvalueerd, de operationalisering van eigenbelang en politieke ideologie, en het design van de studie, namelijk cross-sectioneel versus longitudinaal. Ondanks deze nuances zijn de bevindingen consistent met Amerikaanse resultaten die stellen dat ideologische oriëntaties een grotere verklaringskracht hebben op individuele voorkeuren voor herverdeling dan eigenbelang (Jaeger, 2006; 2008).⁴

Wanneer eigenbelang botst met ideologie

Wij zijn van oordeel dat een complete analyse van het draagvlak voor herverdeling oog dient te hebben voor een mogelijke interactie tussen eigenbelang en politieke ideologie (Gelissen, 2000; Margalit, 2013). De vraag wat er gebeurt wanneer eigenbelang en ideologische overtuigingen met elkaar botsen is bijzonder relevant.⁵ Gaan respondenten aan de rechterzijde van het politieke spectrum meer (of juist minder) steun verlenen aan de verzorgingsstaat wanneer zij geconfronteerd worden met financiële deprivatie? Het uitbreken van de financiële crisis van 2008, in gang gezet in de Verenigde Staten maar met ingrijpende gevolgen over heel Europa, biedt een unieke situatie om de wisselwerking tussen eigenbelang, ideologie en steun voor de verzorgingsstaat te onderzoeken. Het idee om politieke links-rechts overtuigingen te kruisen met eigenbelang in het huidige financiële klimaat werd onlangs gelanceerd door Yotam Margalit (2013), maar empirische replicaties buiten de Verenigde Staten zijn vooralsnog afwezig.⁶

Er bestaan goede theoretische argumenten voor het idee dat er een interactie-effect bestaat tussen eigenbelang en ideologie. Twee verschillende mechanismen kunnen ingezet worden om deze wisselwerking te verklaren. In de eerste plaats kan men op basis van sociaalpsychologische inzichten over attitudevorming verwachten dat een persoonlijke financiële achteruitgang leidt tot meer steun voor herverdeling onder de progressieve linkse burgers, terwijl de houding van conservatieve rechtse burgers ongewijzigd blijft. De theorie van 'motivated reasoning' (Kunda, 1990; Redlawsk, 2001) stelt namelijk dat de verwerking van nieuw verworven informatie vertekend wordt door emotionele gehechtheid aan eerder verworven ideeën en inzichten (zie ook: Heer et al., 1979). Toegepast op attitudes ten aanzien van de verzorgingsstaat impliceert dit dat reacties op socio-economische achteruitgang afhankelijk kunnen zijn van eerdere ideologische overtuigingen. Personen met een progressieve oriëntatie – doorgaans meer voorstanders van herverdeling – zijn in dat geval meer geneigd om de persoonlijke schok van socio-economische deprivatie te interpreteren congruent met hun eerdere ideologische overtuiging, waardoor zij zich nog meer zullen

uitspreken pro-herverdeling. Wat betreft de conservatieve rechts-georiënteerde burger zou deze ervaring van deprivatie juist in tegenspraak zijn met hun voorkeuren rond herverdeling, wat betekent dat zij deze informatie die voortkomt uit de ervaren deprivatie zullen negeren. Als gevolg hiervan zouden we kunnen voorspellen dat veranderingen in attitudes bij conservatieve, rechts-georiënteerde Europeanen gering of onbestaand zijn (Margalit, 2013).

Een tweede plausibele redenering leidt echter tot de tegenovergestelde verwachting. Volgens dit argument zijn attitudes gerelateerd aan een zogenaamde behoeftehiërarchie. Overwegingen die voortvloeien uit eigenbelang hebben in essentie betrekking op fundamentele fysiologische noden en veiligheidsbehoeften, en kunnen daarom als meer essentieel worden beschouwd dan ideologische overwegingen die betrekking hebben op behoefte aan eigenwaarde en zelfactualisatie (Inglehart, 1977). Als gevolg van deze hiërarchie kan verwacht worden dat politieke ideologie vooral bij degenen bij wie de basisbehoeften vervuld zijn (dit is: zij die het economisch beter hebben) een sterk effect uitoefent. Wanneer individuen die goed af zijn plotseiling worden geconfronteerd met deprivatie, kan er worden verondersteld dat eigenbelang de overhand krijgt op deze ideologische overwegingen. Bijgevolg is de hypothese dat bij deprivatie vooral bij rechts-conservatieve individuen de steun voor herverdeling zal wijzigen en convergeren naar de niveaus van de progressieve burgers aan de linkerzijde van het politieke spectrum. Onder linkse personen, die sowieso herverdeling erg genegen zijn, zal de persoonlijke ervaring van verpaupering daarentegen niet noodzakelijk leiden tot een attitudeverandering. In dit opzicht spreekt Margalit (2013) van een zogenaamd plafond-effect in de houding van gedepriveerde Democratische respondenten.

De schaarse empirische resultaten over de wisselwerking tussen eigenbelang en politieke ideologie ondersteunen de tweede 'behoeftehiërarchie'-hypothese. In zijn Amerikaanse studie presenteerde Margalit (2013) de resultaten van een panelonderzoek dat was geïnitieerd voor het faillissement van Lehman Brothers in 2008, en liep tot maart 2011. Dit panel werd regelmatig ondervraagd over hun steun voor staatsinterventie, maar daarnaast ook over een reeks socio-economische achtergrondkenmerken die eigenbelang en/of partijvoorkeur aangeven. Geconfronteerd met verpaupering (met name baanverlies) stijgt, aldus Margalit, de kans dat men pro-herverdeling is met bijna 25%. Dit in tegenstelling tot degenen die er niet financieel op achteruit zijn gegaan, waar de steun voor herverdeling zelfs afneemt. Deze afname is in de Verenigde Staten zelfs merkbaar onder Democratische kiezers. In het kader van deze bijdrage is de belangrijkste bevinding van Margalit (2013) de vaststelling dat conservatieve Republikeinse kiezers meer steun gaan verlenen aan de welvaartsstaat wanneer zij geconfronteerd worden met baanverlies.

We moeten ons er echter van bewust zijn dat de generaliseerbaarheid van deze Amerikaanse resultaten voor het Europese vasteland niet gegarandeerd is, gegeven het vaak besproken Amerikaanse verzorgingsstaatexceptionalisme (Alesina & Glaezer, 2004). Terwijl de Amerikaanse burgers sowieso al erg sceptisch staan tegenover herverdeling, is de ideologische discrepantie tussen Democraten en Republikeinen er bijzonder groot: uit de studie van Margalit (2013) blijkt dat in het pre-crisis tijdperk van

2007 iets meer dan de helft van de Amerikanen voorstander was van herverdeling, met driekwart van de Republikeinse kiezers tegen, terwijl meer dan driekwart van de Democratische kiezers voorstander was. In Europa daarentegen blijft een overgrote meerderheid van de bevolking voorstander van herverdeling (Svallfors, 2012). Het Europese onderzoek naar de wisselwerking tussen ideologie en eigenbelang is bijzonder schaars, met Gelissen (2000) als enige uitzondering. In zijn studie onderzocht hij de interactie tussen opleidingsniveau en links-rechts tegenstellingen en kwam tot de conclusie dat onderwijsniveau het effect van de ideologie negatief modereert: hoger opgeleiden aan de rechterzijde van het politieke spectrum zijn minder voorstander van herverdeling dan rechts-georiënteerde lager opgeleiden. Deze bevinding lijkt de behoefteliërarchiethesis te bevestigen. Aan de andere kant onderzocht Gelissen ook de interactie tussen links-rechts ideologie en inkomensniveaus. Deze interactie was niet-significant, wat de behoefteliërarchiehypothese weerlegt. De huidige dynamiek van de financiële crisis is echter afwezig in de studie van Gelissen (2000), die werd uitgevoerd op basis van de Eurobarometer van 1992.

Data en methodologie

Om te onderzoeken of socio-economische deprivatie de relatie tussen politieke links-rechts ideologie en steun voor de verzorgingsstaat modereert, zullen we de European Social Survey 2010 (ESS ronde 5, 2011) analyseren. In dit onderzoek beperken we ons tot de 21 landen die lid zijn van de EU of de OESO, wat neerkomt op 39.476 respondenten.⁷

Afhankelijke variabele

Om steun voor herverdeling te meten, analyseren we het item 'De overheid moet maatregelen nemen om inkomensverschillen te verminderen'. Antwoorden werden geregistreerd met behulp van een vijf-puntenschaal, lopend van 'helemaal oneens' (0) tot 'helemaal akkoord' (4). Verschillende studies die peilen naar attitudes tegenover de verzorgingsstaat hebben dit item geanalyseerd (Jaeger, 2006, 2008; Koster & Kaminska, 2009; Mau & Burkhardt, 2009; Rehm, 2009; Clark & Senik, 2010; Stegmüller et al., 2012). Zoals blijkt uit Tabel 1 bestaat er onder Europese burgers een aanzienlijke steun voor overheidsingrijpen om gelijkheid te bevorderen (de gemiddelde score bedraagt 2,89 op een schaal van 0 tot 4). Desalniettemin bestaat er een grote cross-nationale variatie in steun voor staatsinterventie om de nationale inkomensongelijkheid te verkleinen. Respondenten van de omvangrijke Noord-Europese verzorgingsstaten staan van alle Europeanen het meest kritisch tegenover meer overheidsingrijpen (maar zij scoren nog altijd hoger dan het middelpunt van de schaal). Vooral respondenten uit Oost-Europa, waar relatief weinig gependend wordt aan sociale bescherming, blijken een grote voorstander te zijn van meer overheidsinmenging. Het fenomeen dat burgers van de zwakste welvaartsstaten meer overheidsingrijpen vragen, terwijl de burgers van de meest efficiënte verzorgingsstaten minder steun aan overheidsinmenging geven, werd reeds aangeduid met de term 'verbeteringsreactie' (Van Oorschot & Meuleman, 2012).⁸

Tabel 1 Landengemiddelden van steun voor herverdeling, politieke links-rechts ideologie, en financiële deprivatie

Land	N	Steun voor herverdeling	Links-rechts ideologie	Deprivatie
Hongarije	1.556	3,40	5,94	2,73
Bulgarije	2.406	3,40	5,34	3,04
Slovenië	1.342	3,30	4,82	2,80
Cyprus	1.046	3,24	5,12	2,27
Griekenland	2.700	3,21	5,11	3,02
Slowakije	1.822	3,09	4,75	2,56
Frankrijk	1.704	3,09	4,70	2,42
Spanje	1.874	3,05	4,64	2,57
Ierland	2.520	2,99	4,96	3,54
Finland	1.842	2,95	5,70	1,88
ESS totaal	39.476	2,89	5,15	2,32
Estland	1.774	2,87	5,42	2,67
Polen	1.717	2,85	5,62	2,23
België	1.687	2,79	4,97	1,55
Tsjechië	2.363	2,76	5,27	2,97
Duitsland	2.978	2,77	4,54	1,82
Zwitserland	1.483	2,68	5,11	1,45
Zweden	1.472	2,67	5,55	1,39
Verenigd Koninkrijk	2.310	2,55	5,06	2,47
Nederland	1.804	2,47	5,30	1,35
Noorwegen	1.520	2,42	5,48	1,27
Denemarken	1.556	2,03	5,20	1,18

Noot: De cijfers tonen het landengemiddelde aan voor steun voor herverdeling (afhankelijke variabele, schaal van 0 tot 4), politieke links-rechts ideologie (onafhankelijke variabele, schaal van 0-10), en financiële deprivatie (modererende variabele, schaal van 0-6). Hogere waarden tonen respectievelijk meer steun voor herverdeling aan, zich meer op de rechterzijde van de politieke ideologieschaal bevinden, en meer gedepriveerd zijn. Landen zijn gerangschikt in dalende volgorde op hun geaggregeerde waarde voor steun voor herverdeling.

Onafhankelijke variabele

De centrale onafhankelijke variabele in deze bijdrage is politieke ideologie. De meting van politieke ideologie is de klassieke links-rechts schaal die in de ESS als volgt is aangeboden: 'In de politiek wordt soms gesproken over "links" en "rechts". Als u deze kaart gebruikt, waar zou u zich op deze schaal plaatsen, waarbij 0 links betekent en 10 rechts betekent?' Omdat de links-rechts vraag te kampen heeft met een hoge item non-respons (5.434 respondenten of 13,77% van de steekproef), werd meervoudige imputatie (10 iteraties op 20 gegenereerde datasets) toegepast. Zoals Tabel 1 laat zien zijn Hongarije, Finland, Polen en Zweden de landen met de (volgens deze indicator althans) meest rechtse bevolking, terwijl Duitsland, Spanje, Frankrijk en Slowakije de meest linkse bewoners hebben. Echter, zoals vaak werd besproken, in cross-nationaal onderzoek bestaan er moeilijkheden om deze links-rechts schaal te analyseren, aangezien links en rechts een andere interpretatie zou hebben in de Oost-Europese context (Tavits & Letki, 2009). Hoewel we ons bewust zijn van deze mogelijke problemen van vergelijkbaarheid, kunnen we toch terugvallen op vorige onderzoeken naar attitudes tegenover herverdeling die sterke en consistente effecten van politieke links-rechts ideologie hebben gevonden, hoewel minder uitgesproken in Oost-Europa (Lipsmeyer & Nordstrom, 2003).⁹ Omdat de mogelijkheid bestaat dat het effect van

links-rechts scores verschilt over landen heen, zullen we in een latere fase ook landen-specifieke effecten tonen.

Modererende variabele

De modererende variabele in ons onderzoek betreft gepercipieerde financiële deprivatie veroorzaakt door de economische crisis. Deze variabele is een schaal die bestaat uit drie items over de mate waarin de respondent in de afgelopen drie jaar (1) moest rondkomen met een lager inkomen, (2) moest besparen of schulden aangaan om in het levensonderhoud te voorzien, (3) moest bezuinigen op vakanties of huishoudapparaten. Deze drie indicatoren zijn aangeboden met een zevenpuntschaal, lopend van 0 ('helemaal niet') tot 6 ('veel'). Een exploratieve factoranalyse (Tabel 2) geeft aan dat de drie items een betrouwbare eendimensionale schaal vormen. Een paneldesign zou uiteraard het optimale onderzoeksdesign vormen om veranderingen in de financiële situatie van de respondenten te meten. Desalniettemin zijn wij ervan overtuigd dat deze retrospectieve vragen, speciaal ontworpen om de reacties te meten als gevolg van de economische crisis, interessante onderzoeksmogelijkheden bieden.

Tabel 2 *Exploratieve factoranalyse van de financiële deprivatie items*

ESS Item	Vraag	Factor-lading
MLOHINC	Ik moest rondkomen van een lager huishoudinkomen	0,80
DSDCLVE	Ik heb mijn spaargeld moeten aanspreken of me in de schulden moeten steken om rond te komen	0,81
CUTHHEQ	Ik moest besparen op vakantie of nieuwe huishoudapparatuur	0,75

Cronbach's alpha: 0,83.

Zoals blijkt uit Tabel 1 heeft de financiële crisis niet tot een algemene ervaring van verarming geleid (gemiddeld 2,32 op een schaal van 0 tot 6). Er is echter wel een grote cross-nationale variatie. Vooral Ierse respondenten geven aan dat ze er financieel sterk op achteruit zijn gegaan. Daarnaast geven ook de inwoners van Bulgarije, Griekenland en Tsjechië aan dat ze het financieel minder goed hebben. Respondenten uit Denemarken, Noorwegen, Nederland en Zweden zijn er dan weer veel minder op achteruit gegaan. Op het eerste gezicht lijkt er een verband te bestaan tussen deze gerapporteerde deprivatie en wat een land jaarlijks uitgeeft aan sociale voorzieningen. Deze samenhang wordt bevestigd door een correlatiecoëfficiënt van -0,66, die stijgt tot -0,82 als Ierland (dat een uitzonderlijke positie inneemt op de rapportering van onze financiële deprivatieschaal) uit de schatting van de correlatie wordt uitgesloten.

De correlatie tussen ideologie en deprivatie¹⁰ is negatief maar bijzonder zwak (-0,07), wat aangeeft dat een daling van de financiële middelen ietwat meer wordt gerapporteerd door mensen aan de linkerzijde van het politieke spectrum.

Controlevariabelen

De controlevariabelen in onze analyse liggen in lijn met eerder onderzoek op het domein van welvaartsstaatattitudes (Bean & Papadakis, 1998; Van Oorschot, 2006; Van Oorschot et al., 2012; Svallfors, 2012). Allereerst kijken we naar het effect van leeftijd, waarbij we verwachten dat de jongere generaties minder positief tegenover herverdeling staan dan de oudere generaties. Ten tweede vergelijken we vrouwen met mannen (referentie), met als hypothese dat vrouwen herverdeling meer genegen zijn (d'Anjou et al., 1995; Svallfors, 1997). Vervolgens wordt een aantal alternatieve indicatoren voor eigenbelang geïntroduceerd. Voor opleidingsniveau kijken we naar de ISCED-codering, lopend van minder dan een lagere opleiding (code 1) tot het hebben van een master-diploma of hoger (code 7). De tewerkstellings situatie is gehercodeerd in betaald werk (referentie), werkloos zijn, student zijn, met pensioen zijn, en andere. Omdat de objectieve inkomensvraag een hoge item non-respons kent (9.974 respondenten of 25,27% van de steekproef), volgen we dezelfde procedure als voor de links-rechts ideologie, namelijk het toepassen van meervoudige imputatie. De laatst opgenomen variabele betreft de kerkelijke betrokkenheid, waarbij we verwachten dat frequente kerkgangers vaker voorstander zijn van herverdeling (Van Oorschot, 2006). Meer informatie over de controlevariabelen is te vinden in de Appendix (Tabellen A2-A3).

Methodologie

Omdat we effecten van financiële deprivatie en politieke ideologie op houdingen tegenover herverdeling analyseren in meerdere Europese samenlevingen, moeten we rekening houden met de geneste datastructuur van de European Social Survey (individen zijn geclusterd binnen landen). Er is een breed scala aan mogelijkheden om dit te doen, waarvan multi-levelanalyse waarschijnlijk de meest populaire techniek is. Echter, in deze studie kiezen we ervoor om landen als dummyvariabelen te introduceren (*fixed effects*) in plaats van aan de slag te gaan met complexere multi-levelmodellen, aangezien we geen specifieke interesse hebben om de verschillen tussen de landen te verklaren. Estland wordt hierbij als referentiecategorie naar voren geschoven omdat dit land de mediaan vormt in de verdeling van de afhankelijke variabele (zie Tabel 1). In een tweede stap schatten we afzonderlijke regressiemodellen voor elk van de landen in onze studie om beter zicht te krijgen op verschillen tussen landen wat betreft de interactie tussen eigenbelang en ideologie. Juist omdat we geïnteresseerd zijn in de interactie tussen ideologie en eigenbelang, schenken we bijzondere aandacht aan de interpretatie van de interactietermen, conform de richtlijnen in Brambor et al. (2006).

Resultaten

Analyse van de volledige dataset

In dit deel willen we de vraag beantwoorden of financiële deprivatie de impact van politieke ideologie op steun voor herverdeling modereert, onder controle van een aantal theoretisch relevante respondentkenmerken. Model 1 van Tabel 3 toont de be-

langrijkste effecten van politieke links-rechts ideologie en financiële deprivatie op pro-herverdelingsattitudes, gecontroleerd voor de geneste datastructuur. De vastgestelde relaties zijn in overeenstemming met de eerder geformuleerde theorieën. Om meer zicht te krijgen op de inhoudelijke relevantie van de gevonden effecten, drukken we de regressiecoëfficiënten uit in voorspelde waarden. Mensen aan de conservatieve rechterzijde van het ideologische spectrum scoren 0,9 schaalpunten lager op steun voor herverdeling (bereik van de schaal: 0-4) dan progressieve linksgeoriënteerde respondenten. Financiële deprivatie vertoont een positief effect: de meest gedepriveerde mensen hebben een schaalscore van 0,36 punten hoger dan degenen die er niet financieel op achteruit zijn gegaan sinds het uitbreken van de economische crisis. Wanneer we relevante achtergrondkenmerken toevoegen in een tweede stap in Model 2 van Tabel 3,¹¹ zien we dat zowel de effecten van politieke ideologie als financiële deprivatie in geringe mate worden wegverklaard door de introductie van controlevariabelen: het effect van politieke ideologie daalt van -0,09 tot -0,08 terwijl het effect van deprivatie daalt van 0,06 tot 0,04. Dit betekent dus dat het voorspelde verschil in steun voor herverdeling tussen progressieve en conservatieve respondenten 0,80 bedraagt, terwijl het verschil 0,24 is tussen de meest en minst gedepriveerde Europeanen. Met andere woorden, onafhankelijk van relevante respondentenkenmerken als de huidige inkomens- of tewerkstellingssituatie, die ook onafhankelijk nog invloed hebben op steun voor herverdeling, leidt de ervaring van deprivatie sinds het uitbreken van de financiële crisis tot een grotere vraag om overheidsingrijpen.

De centrale vraag is echter of financiële deprivatie het effect van links-rechts ideologie op steun voor herverdeling modereert. Model 3 van Tabel 3 toont, in lijn met de theoretische verwachtingen, een significant en positief interactie-effect. In combinatie met het negatieve hoofdeffect van politieke ideologie betekent dit positieve interactie-effect dat financiële deprivatie het negatieve effect van politieke ideologie op steun voor herverdeling afzwakt. Met andere woorden: onder rechtsgeoriënteerde Europeanen zijn degenen die met deprivatie geconfronteerd werden vaker voorstander van herverdeling dan degenen die geen financiële tegenslag hebben ervaren; onder linksgeoriënteerde respondenten is een dergelijk effect van deprivatie afwezig.

Figuur 1 vat de uitkomsten van de regressie-analyse van Model 3 van Tabel 3 grafisch samen, waarbij de regressielijnen van politieke ideologie op steun voor herverdeling zijn weergegeven voor de groep van respondenten die er niet financieel op achteruit zijn gegaan (code 0) en degenen die aangeven te zijn verarmd (code 6). Zoals te zien is in de grafiek ligt de steun voor de verzorgingsstaat iets hoger onder degenen die de afgelopen drie jaar financiële problemen hebben ervaren. Daarnaast toont de grafiek ook de negatieve relatie aan tussen politieke ideologie en steun voor herverdeling: linkse respondenten verlenen meer steun voor overheidsoptreden om inkomensongelijkheid weg te werken. Wat betreft de wisselwerking tussen politieke ideologie en deprivatie toont de grafiek aan dat, alhoewel het effect van politieke ideologie negatief is voor zowel de niet- als de zwaar gedepriveerde respondenten, het effect duidelijk minder negatief is voor mensen die zwaar in de financiële problemen zijn terechtgekomen. Concreet betekent dit dat eigenbelang de overhand lijkt te nemen op ideologie. Terwijl er onder de progressieve respondenten geen verschil is tussen dege-

nen die wel en niet zijn verpauperd, blijkt duidelijk dat rechtsgeoriënteerden die deprivatie ervaren hebben iets meer steun geven aan de welvaartsstaat dan de conservatieven die niet zijn gedeprimeerd. De voorspelde waarden geven echter ook aan dat zelfs de meest verpauperde rechtsgeoriënteerde respondenten aanzienlijk minder steun geven aan herverdeling dan de minst gedeprimeerde linkse respondenten.

Tabel 3 *Interactie tussen links-rechts ideologie, financiële deprivatie en steun voor herverdeling*

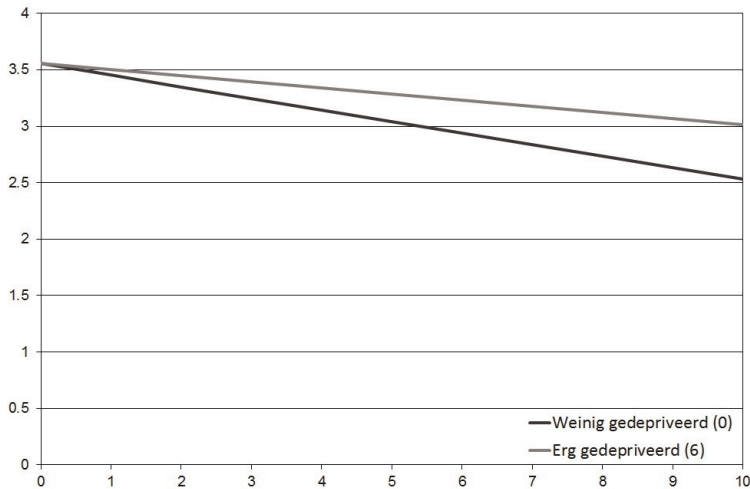
	Model 1: Ideologie en Deprivatie		Model 2: Inclusief controlevar's		Model 3: Inclusief interactieterm	
	Param	T-Val	Param	T-Val	Param	T-Val
Intercept	3,19***	112,99	3,46***	86,64	3,55***	82,21
Links-rechts ideologie	-0,09***	-34,91	-0,08***	-34,42	-0,10***	-27,38
Deprivatie	0,06***	20,20	0,04***	13,59	-0,00	-0,02
Links-rechts * deprivatie					0,01***	6,51
Leeftijd			0,00***	4,19	0,00	4,21
Vrouw (Ref: Man)			0,09***	8,42	0,09***	8,34
Opleidingsniveau			-0,05***	-17,13	-0,05***	-17,11
Tewerkstelling (Ref: Werk)						
- Werkloos			0,05*	2,35	0,05*	2,49
- Student			-0,11***	-5,19	-0,11***	-5,15
- Gepensioneerd			0,04*	2,10	0,04*	2,19
- Ander			0,03	1,94	0,03*	2,01
Inkomen			-0,03***	-12,80	-0,03***	-12,88
Kerkpraktijk			0,01	1,51	0,01	1,55
Land: (Ref: Estland)						
- Hongarije	0,57***	16,59	0,53***	15,54	0,53***	15,34
- Bulgarije	0,50***	16,20	0,42***	13,87	0,42***	13,75
- Slovenië	0,37***	10,26	0,32***	9,00	0,32***	8,95
- Cyprus	0,36***	9,34	0,26***	6,65	0,26***	6,64
- Griekenland	0,29***	9,59	0,21***	6,90	0,21***	6,85
- Slowakije	0,17***	5,06	0,14***	4,09	0,14***	4,11
- Frankrijk	0,17**	5,09	0,10**	3,00	0,10**	3,02
- Finland	0,15***	4,52	0,13***	3,89	0,13***	3,98
- Spanje	0,12	3,50	0,06	1,88	0,06	1,86
- Ierland	0,03	1,06	-0,06*	-1,88	-0,06*	-1,86
- Polen	0,02	0,57	-0,02	-0,68	-0,02	-0,76
- België	-0,06	-1,90	-0,07*	-2,08	-0,07*	-2,08
- Zweden	-0,12**	-3,35	-0,13***	-3,64	-0,13***	-3,45
- Duitsland	-0,13***	-4,40	-0,16***	-5,39	-0,16***	-5,49
- Tsjechië	-0,14***	-4,41	-0,15***	-5,00	-0,15***	-4,92
- Zwitserland	-0,15***	-4,29	-0,18***	-5,33	-0,18***	-5,35
- Nederland	-0,34***	-10,29	-0,40***	-12,28	-0,40***	-12,21
- Verenigd Koninkrijk	-0,34***	-10,92	-0,42***	-13,38	-0,42***	-13,39
- Noorwegen	-0,37***	-10,76	-0,39***	-11,37	-0,39***	-11,32
- Denemarken	-0,78***	-22,49	-0,79***	-23,36	-0,79***	-23,33

Noot: Parameters geven het resultaat weer van drie afzonderlijke OLS regressie-analyses met steun voor herverdeling (schaal van 0-4) als afhankelijke variabele. Het model bevat landendummies om te controleren op de clustering van individuen binnen landen. * p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001

De resultaten van deze gepoolde analyse lijken de hypothese van de 'behoeftehiërarchie' te bevestigen, terwijl de hypothese van 'motivated reasoning' verworpen wordt. Respondenten die een financiële tegenslag te verwerken hebben gekregen,

hebben meer kans dat dit eigenbelang de overhand neemt op hun politieke ideologie wat betreft steun voor herverdeling. Vooral de mensen aan het conservatieve eind van het links-rechts spectrum die verarmd zijn hebben meer kans om te convergeren richting de progressieve respondenten wat betreft hun steun voor herverdeling.

Figuur 1 *Interactie tussen politieke ideologie en deprivatie op steun voor herverdeling*



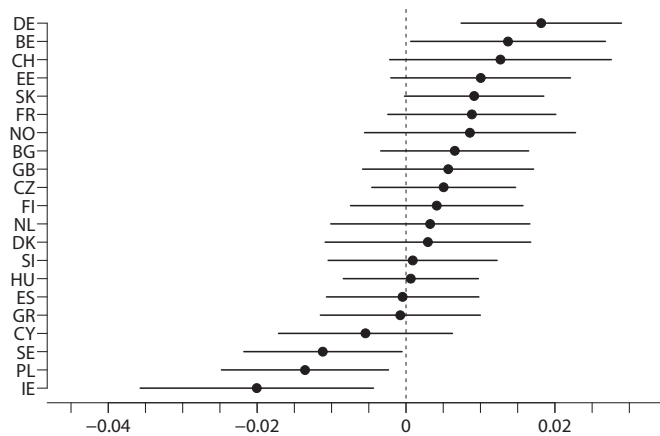
Noot: De grafiek toont het effect van politieke ideologie (x-as) op steun voor herverdeling (y-as) voor de minst (0) en meest (6) gedeprimeerde respondenten.

Analyses per land

De resultaten die zijn bekomen op basis van de gepoolde ESS 2010 data tonen aan dat voor respondenten die economische problemen hebben gekend sinds de financiële crisis, ideologische overwegingen minder relevant zijn ter verklaring van steun voor herverdeling. Echter, de omvang van het interactie-effect is niet bijzonder groot: de verarmde respondenten aan de rechterzijde komen, wat betreft hun steun voor herverdeling, nog steeds niet in de buurt van de niveaus van de respondenten aan de progressieve linkerzijde. De beperkte omvang van dit effect doet natuurlijk vragen rijzen over de robuustheid van de gepresenteerde bevindingen, namelijk of de statistische significantie in de eerste plaats te wijten is aan het grote aantal respondenten in de ESS. Omwille van twee argumenten verdienen de uitkomsten op basis van de gepoolde data verdere uitdieping. Ten eerste hebben sociale wetenschappers ervoor gewaarschuwd dat in landenvergelijkend onderzoek de politieke links-rechts schaal een andere betekenis kan hebben, waardoor patronen tussen Oost- en West-Europa sterk kunnen verschillen (Lipsmeyer & Nordstrom, 2003). Anderzijds kan de impact van deprivatie op steun voor herverdeling afhankelijk zijn van de institutionele verzorgingsstaatkenmerken. Om te beginnen bestaan er binnen Europa uiteenlopende tradities over de manier waarop er herverdeeld wordt (Esping-Andersen, 1990; Castles,

1993). Anderzijds verschillen ook opvattingen over herverdeling afhankelijk van de verzorgingsstaat waar men in woont (Svallfors, 1997; Arts & Gelissen, 2001; Van Oorschot, 2006). Zoals de cross-nationale verdeling van steun voor de verzorgingsstaat laat zien (zie Tabel 1), ligt de steun lager in kleinere welvaartsstaten. Bijgevolg is het mogelijk dat de mate waarin de impact van de politieke ideologie op steun voor herverdeling wordt gemodereerd door eigenbelang een functie is van de omvang van de verzorgingsstaat. Men kan namelijk verwachten dat in de gevestigde welvaartsstaten met hun omvangrijke sociale bescherming socio-economische onzekerheden juist beter worden afgedekt, waardoor de schok van financiële deprivatie minder in staat is om de band tussen ideologie en beleidsvoorkeur af te zwakken. Dit zou enerzijds betekenen dat de Amerikaanse resultaten (Margalit, 2013) uitzonderlijk zijn vanwege de residuele aard van de Amerikaanse verzorgingsstaat; anderzijds zouden we dan ook een duidelijk patroon verwachten in onze data, met positievere interactietermen in kleinere verzorgingsstaten.¹²

Figuur 2 Afzonderlijke interactie-effecten per land tussen links-rechts ideologie en financiële deprivatie ter verklaring van steun voor herverdeling



Noot: De weergegeven coëfficiënten en betrouwbaarheidsintervallen zijn bekomen op basis van 21 afzonderlijke regressieanalyses. Voor de volledige informatie over de hoofdeffecten en de interacties, zie Appendix Tabel A3.

In deze stap hebben we per land afzonderlijke regressiemodellen geschat, analoog aan Model 3 van Tabel 3. De geschatte interactietermen (en betrouwbaarheidsintervallen) zijn weergegeven in Figuur 2. Zoals deze figuur laat zien is er een positieve interactie tussen ideologie en financiële deprivatie in vijftien van de 21 geanalyseerde landen (zie Bijlage Tabel A3 voor een gedetailleerd rapport per land), wat lijkt aan te geven dat deprivatie vooral onder rechtsconservatieven een effect heeft op steun voor herverdeling. Echter, alleen in Duitsland is dit effect sterk significant, en in iets mindere mate ook in België. Dus, enkel in deze twee landen vinden we steun voor de

thesis van de 'behoeftehiërarchie'. Anderzijds wordt in zes landen het effect van politieke ideologie op steun voor herverdeling negatief gemodereerd door financiële deprivatie. Dit negatieve patroon is enkel significant in Polen, Zweden en Ierland. Vooral in Ierland vraagt deze negatieve interactie bijkomend onderzoek aangezien veel Ierse respondenten hebben aangegeven dat zij er financieel op achteruit zijn gegaan. In elk geval tonen de afzonderlijke landenanalyses aan dat het positieve interactie-effect op de volledige dataset voornamelijk veroorzaakt wordt door een poolingseffect, waardoor de standaardfouten systematisch worden verkleind en waardoor de interactie sneller conventionele significantieniveaus bereikt. Bovendien toont een blik op distributie van de interactie-effecten in Figuur 2 geenszins aan dat het interactie-effect sterker is in kleine welvaartsstaten, wat we op basis van de Amerikaanse analyses hadden kunnen verwachten.¹³

Conclusie

In de nasleep van de wereldwijde financiële crisis die in 2008 is ingezet, blijkt dat in de Europese publieke opinie, geconfronteerd met ingrijpende besparingen, sterke steun bestaat voor een meer egalitaire samenleving. De meest recente golf van de European Social Survey, uitgevoerd in 2010, bevestigt eerdere bevindingen van een zogenaamde 'verbeteringsreactie' (Van Oorschot & Meuleman, 2012), namelijk dat de burgers van de minder ontwikkelde verzorgingsstaten in Oost-Europa zich in sterkere mate uitspreken voor herverdeling, terwijl de burgers van de omvangrijke Noord-Europese verzorgingsstaten iets minder voorstander zijn van een sterke overheid. Echter, in geen enkel land bestaat er een meerderheid die gekeerd is tegen overheidsinterventie. De beschikbaarheid van een aantal retrospectieve vragen over de ervaring van individuele deprivatie ten gevolge van de recente wereldwijde crisis in dit ESS 2010 heeft het mogelijk gemaakt om twee dominante paradigma's die doorgaans steun voor herverdeling verklaren, namelijk eigenbelang en politieke ideologie, tegen elkaar uit te spelen. De vraag die we in dit hoofdstuk trachten te beantwoorden is of materieel eigenbelang het effect van politieke ideologie op steun voor herverdeling modereert. Anders gezegd, of de conservatieven aan de rechterkant van het politieke spectrum – doorgaans meer gekant tegen herverdeling dan de progressieve burgers van de linkerzijde – meer steun geven aan de verzorgingsstaat wanneer ze financieel zijn verarmd.

Wanneer deze twee paradigma's van eigenbelang en politieke ideologie tegen elkaar worden afgezet, dan is het algemene beeld dat politieke ideologie een sterker effect heeft op steun voor herverdeling dan eigenbelang. Onze bevindingen bevestigen wat dat betreft niet enkel recente studies op het gebied van de legitimiteit van de verzorgingsstaat (Jaeger, 2008; Reeskens & Van Oorschot, 2013), maar ook meer algemene politicologische studies die stellen dat 'symbolische politiek' beleidsvoorkeuren bepaalt (Sears et al., 1979, 1980). Meer specifiek zien we dat op de steun voor herverdeling, gemeten op een schaal van 0-4, het verschil in steun tussen de progressieve en conservatieve Europeanen bijna één schaalpunt bedraagt, terwijl dit niet eens een kwart punt bedraagt voor de minst en meest gedgepriveerde respondenten. Ook al

hangt de retrospectieve financiële deprivatieschaal voor een deel samen met meer 'statische' indicatoren voor eigenbelang, zoals het huidige inkomen, toch oefent ze een belangrijk en onafhankelijk effect uit op welvaartsstaatattitudes.

Ondanks hun additief belang, vinden we weinig tot geen steun voor een interactie-effect tussen politieke ideologie en financiële deprivatie. Eigenbelang modereert de relatie tussen politieke ideologie en steun voor herverdeling in onze Europese steekproef slechts in beperkte mate: de groep conservatieve rechtsgeoriënteerde respondenten verleent slechts iets meer steun aan de welvaartsstaat wanneer ze verarmd zijn ten gevolge van de crisis dan wanneer ze er financieel niet op achteruit zijn gegaan. Analyses per land afzonderlijk tonen aan dat dit bescheiden interactie-effect niet robuust is: in sommige landen is het effect positief, in andere dan weer negatief, maar in de meerderheid van de landen is het effect statistisch niet-significant. Met andere woorden, eigenbelang in termen van deprivatie ten gevolge van de economische crisis is niet in staat om de kloof in de steun voor herverdeling tussen de politiek linkse en rechtse Europese respondenten te sluiten.

Wanneer we de twee voorgestelde theoretische claims – 'motivated reasoning' en 'behoeftehiërarchie' – afwegen, dan tonen de resultaten aan dat de 'behoeftehiërarchie' in eerste instantie de meest overtuigende verklaring biedt. Echter, politieke ideologie lijkt op zichzelf toch een sterke en robuuste determinant te zijn voor de steun voor herverdeling, en lijkt niet noemenswaardig beïnvloed te worden door de individuele schok van financiële deprivatie.

Wanneer we de resultaten van ons onderzoek vergelijken met de Amerikaanse resultaten (Margalit, 2013), dan lijkt de generaliseerbaarheid van de claim dat socio-economische deprivatie de attitudes van rechtsgeoriënteerde conservatieve mensen in de richting van meer steun voor herverdeling stuurt discutabel te zijn. Desondanks moeten we ons ook bewust zijn van enkele methodologische en inhoudelijke kanttekeningen die deze verschillen tussen Europa en de Verenigde Staten kunnen verklaren. Methodologisch moet het worden benadrukt dat onze studie gebruikmaakt van een design dat suboptimaal is in vergelijking met de panelstudie van Margalit (2013). Zoals hij stelt, veroorzaakt socio-economische deprivatie effecten op korte termijn, terwijl ideologie langer blijft doorwerken. Hoewel onze geïntroduceerde deprivatieschaal wordt verondersteld om een dergelijke economische schok te meten, is het misschien niet volledig geschikt om schommelingen op korte termijn goed weer te geven in vergelijking met herhaalde metingen zoals in een panelstudie. Desondanks kunnen we toch stellen dat de persistentie van politieke ideologie aan beide zijden van de Atlantische Oceaan zichtbaar blijft.

Ondanks deze methodologische imperfectie zou het niettemin mogelijk kunnen zijn dat de verschillen in het modererende effect van eigenbelang op de relatie tussen politieke ideologie en steun voor herverdeling een kwestie is van de verschillen tussen Amerikaanse en Europese cultuur en structuur. In de eerste plaats is de Amerikaanse publieke opinie sterk gepolariseerd, vooral op het vlak van partij-identificatie (Bafumi & Shapiro, 2009), terwijl dit niet noodzakelijk het geval is in Europa. Onze cijfers laten namelijk zien dat wat betreft de klassieke politieke links-rechts schaal er ook in Europa bepaalde secties van het conservatieve electoraat voorstander zijn van een sterke

overheid. Ten tweede bestaat de mogelijkheid dat de wisselwerking tussen eigenbelang en politieke ideologie een gevolg is van de Amerikaanse residuele welvaartsstaat, met een onderliggende individualistische cultuur die tegen een sterke overheid in het algemeen is gericht.

Samenvattend, dit is een van de eerste bijdragen die het thema van steun voor herverdeling binnen de Europese welvaartsstaten na het uitbreken van de wereldwijde financiële crisis onderzoekt. Terwijl Amerikaans onderzoek aantoonde dat de steun voor herverdeling iets is afgenomen na de val van Lehman Brothers (Margalit, 2013), blijft in Europa de overgrote meerderheid van de respondenten zich achter herverdeling scharen. Op basis van ons onderzoek kan gesteld worden dat de kans klein is dat in deze tijden van crisis het ervaren van deprivatie de overhand neemt op standvastige politieke en ideologische overtuigingen in het bepalen van steun voor herverdeling. Hoewel meer studies uitgevoerd moeten worden over de politieke antwoorden op de financiële crisis, lijkt onze studie toch aan te geven waarom de Europese politieke agenda's in de periode na de crisis in de greep gehouden worden door de mantra van besparingen, rekening houdend met de duidelijke link tussen publieke opinie en beleid (Brooks & Manza, 2007). In veel landen bestaat de regering uit centrumrechtse coalities die voornamelijk een stem geven aan een electoraat dat eerder naar rechts neigt – we zien ook dat in Europa de respondenten iets meer overhellen naar de rechterkant van de klassieke links-rechts schaal. Deze partijen en hun kiezers zijn minder enthousiast over herverdeling in vergelijking met de linkse kiezers. Als de kiezers aan de rechterflank, zelfs geconfronteerd met verarming, niet meer richting herverdeling gaan neigen, dan heeft de politieke elite, althans als ze nauwkeurig reageert op de input van hun kiezers, geen prikkel om haar strategie aan te passen in de richting van economische groei over de huidige strategie van besparingen.

Noten

1. Het eerste belangrijke werk op dit vlak werd uitgevoerd door David Sears en zijn collega's (1979, 1980). Zij keken niet enkel naar politieke links-rechts tegenstellingen, maar ook naar partij-affiliatie en etnische vooroordelen.
2. Als alternatief voor de these van het eigenbelang hebben enkele onderzoekers altruïsme of verlichte ideeën naar voren geschoven als verklaring voor de bevinding dat het vaak de hogere socio-economische klassen zijn die zich het meest positief uitspreken over herverdeling (Tyran & Sausgruber, 2006). Zoals Gelissen (2000) stelt, hoeft eigenbelang niet noodzakelijk op gespannen voet te staan met verlichting of altruïsme, omdat eigenbelang ook ideeën over reciprociteit voortbrengt. Recent onderzoek toont echter aan dat het verlichtingsidee grotendeels afgezwakt moet worden (Svallfors, 2012; Reeskens & Van Oorschot, 2013).
3. De onderliggende logica is dan bijvoorbeeld dat respondenten met een hoog inkomen zich voornamelijk aan het conservatieve, rechtse eind van het politieke continuüm bevinden, dat sowieso al meer tegen herverdeling is gericht (Lipset, 1960).
4. In dit onderzoek werden instrumentele variabelen gebruikt om de causale structuur in een cross-sectioneel design na te gaan. Op die manier nuanceert Jaeger (2008) enkele van zijn eerdere onderzoeksbevindingen gebaseerd op longitudinale data waarin hij stelt dat ideologie geen sterk effect heeft op steun voor herverdeling (2006), wat hij

verklaart door het korte tijdsinterval tussen de twee surveys, wat de kans op verandering in ideologie en attitudes sterk verkleint.

5. Ons onderzoek benadert de relatie tussen politieke ideologie en eigenbelang als een interactie, met name het idee dat een persoonlijke socio-economische schok het effect van politieke ideologie op steun voor herverdeling modereert. We moeten ons echter ook bewust zijn van een andere relatie, namelijk dat het effect van eigenbelang via ideologie verloopt. Gelissen (2000) benadrukt deze mogelijkheid, verwijzend naar d'Anjou et al. (1995). Ook al zijn beide mogelijk, onze theoretische interesse gaat uit naar het interactie-effect. Bovendien blijkt in ons onderzoek dat de correlatie tussen eigenbelang en ideologie eerder zwak is (-0,07), wat betekent dat ideologie nauwelijks gemedieerd wordt door eigenbelang.
6. Conceptueel zijn politieke links-rechts ideologie en een Democratische versus Republikeinse partijvoorkeur uiteraard verschillend. Terwijl deze discussie werd ingezet in *The American Voter* (Campbell et al., 1960) stellen Bafumi en Shapiro (2009, p. 3) dat '*partisanship has voters more strongly anchored than ever before by left/right ideological thinking*'.
7. De bestudeerde landen zijn: België (BE), Bulgarije, (BG), Cyprus (CY), Denemarken (DK), Duitsland (DE), Estland (EE), Finland (FI), Frankrijk (FR), Griekenland (GR), Hongarije (HU), Ierland (IE), Nederland (NL), Noorwegen (NO), Polen (PL), Slowakije (SK), Slovenië (SI), Spanje (ES), Tsjechië (CZ), het Verenigd Koninkrijk (GB), Zweden (SE) en Zwitserland (CH). Portugal werd uit de analyses verwijderd omdat het de inkomensvraag niet op een gestandaardiseerde wijze heeft bevroegd, waardoor geharmoniseerde analyses moeilijk zijn.
8. Van Oorschot en Meuleman (2012) stellen dat de cijfers aantonen dat de Europese publieke opinie grosso modo streeft naar een 'verbetering' van het sociale model: terwijl er in de minder ontwikkelde verzorgingsstaten een grotere vraag is naar meer overheidsinterventie, is de vraag naar meer overheidsinterventie lager in meer omvangrijke verzorgingsstaten, maar nog altijd vrij hoog. Een contrasterend 'bestrafingseffect' zou bestaan indien de burgers van de beperkte verzorgingsstaten zich sterk zouden afkeren van de verzorgingsstaat.
9. Lipsmeyer en Nordstrom (2003) ontdekten dat in de Oost-Europese landen kiezers aan de rechterzijde minder voor herverdeling zijn (net zoals in West-Europa), terwijl linkse kiezers dan weer niet bijster veel steun geven voor herverdeling (in tegenstelling tot in West-Europa).
10. De afwezigheid van een sterke correlatie tussen ideologie en eigenbelang sluit de mogelijkheid van een sterk mediërend effect uit.
11. De effecten van de meeste controlevariabelen zijn in de theoretisch verwachte richting. Ouderen verlenen meer steun aan herverdeling, vermoedelijk omdat zij in sterke mate van deze herverdeling genieten. Ook vrouwen geven meer steun aan herverdeling dan mannen. Anderzijds geven betere socio-economische posities – hoger opgeleiden en een hoger inkomen – minder steun aan de verzorgingsstaat. Terwijl de werklozen, met meer 'baten', iets meer steun voor herverdeling geven, geven studenten die nog niet hebben bijgedragen aan de verzorgingsstaat minder steun aan herverdeling. Kerkpraktijk is, verrassend genoeg, niet gerelateerd aan steun voor staatsinterventie.
12. Er bestaan twee manieren om een dergelijke interactie met uitgaven aan sociale bescherming vast te stellen, maar beide hebben hun beperkingen. De eerste is een derde-orde interactie-effect tussen uitgaven, ideologie, en eigenbelang ter verklaring van steun voor herverdeling. Echter, het is moeilijk om een heldere interpretatie te geven aan een dergelijk complex interactie-effect. De tweede manier is om de interactietermen te plotten tegen sociale uitgaven. Met dergelijke kleine effecten als in ons onderzoek is het vaststellen van een patroon niettemin erg moeilijk.
13. De resultaten van deze test zijn hier niet weergegeven maar kunnen verkregen worden van de auteurs. Niettemin zijn de effecten van links-rechts ideologie het sterkst in

West-Europa en het zwakst in Oost-Europa, wat in lijn ligt met Lipsmeyer en Nordstrom (2003). In geen geval was er een significant positief interactie-effect.

Literatuur

- Alesina, A., & Glaezer, E.L. (2004). *Fighting Poverty in the US and Europe. A World of Difference*. Oxford: Oxford University Press.
- Arts, W., & Gelissen, J. (2001). 'Welfare States, Solidarity and Justice Principles: Does the Type Really Matter?' *Acta Sociologica*, 44 (4), pp. 283-299.
- Bafumi, J., & Shapiro, R.Y. (2009). 'A New Partisan Voter.' *Journal of Politics*, 71 (1), pp. 1-24.
- Bean, C., & Papadakis, E. (1998). 'A Comparison of Mass Attitudes towards the Welfare State in Different Institutional Regimes, 1985-1990.' *International Journal of Public Opinion Research*, 10 (3), pp. 211-236.
- Blekesaune, M. (2007). 'Economic Conditions and Public Attitudes to Welfare Policies.' *European Sociological Review*, 23 (3), pp. 393-403.
- Blekesaune, M., Quadagno, J. (2003). 'Public Attitudes toward Welfare State Policies. A Comparative Analysis of 24 Nations.' *European Sociological Review*, 19 (5), pp. 415-427.
- Boeri, T., Hanson, G., McCormik, B. (2002). *Immigration Policy and the Welfare System*. Oxford: Oxford University Press.
- Brambor, T., Clark, W.R., & Golder, M. (2006). 'Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses.' *Political Analysis*, 14 (1), pp. 63-82.
- Campbell, A., Converse, P.E., Miller, W.E., & Stokes, D.E. (1960). *The American Voter*. New York: Wiley.
- Castles, F.G. (1993). *Families of Nations. Patterns of Public Policy in Western Democracies*. Aldershot: Dartmouth Publishing.
- Clark, A.E., & Senik, C. (2010). 'Who Compares to Whom? The Anatomy of Income Comparisons in Europe.' *Economic Journal*, 120 (544), pp. 573-594.
- Converse, P.E. (1964). 'The Nature of Belief Systems in Mass Publics.' In D.E. Apter (Ed.), *Ideology and Discontent*, pp. 206-261. New York: Free Press.
- D'Anjou, L., Steijn, A., & Van Aarsen, D. (1995). 'Social Position, Ideology and Distributive Justice.' *Social Justice Research*, 8 (4), pp. 351-384.
- Esping-Andersen, G. (1990). *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton: Princeton University Press.
- ESS Round 5 (2010). *European Social Survey Round 5 Data* [URL: <http://ess.nsd.uib.no>, accessed on December 10, 2012]. Bergen: Norwegian Social Science Data Services.
- Feldman, S., & Zaller, J. (1992). 'The Political Culture of Ambivalence. Ideological Responses to the Welfare State.' *American Journal of Political Science*, 36 (1), pp. 268-307.
- Gelissen, J. (2000). 'Popular Support for Institutionalized Solidarity. A Comparison between European Welfare States.' *International Journal of Social Welfare*, 9 (4), pp. 285-300.
- Gelman, A., Shor, B., Bafumi, J., & Park, D. (2007). 'Rich State, Poor State, Red State, Blue State. What's the Matter with Connecticut?' *Quarterly Journal of Political Science*, 2 (4), pp. 345-367.
- Hasenfeld, Y., & Rafferty, J.A. (1989). 'The Determinants of Public Attitudes toward the Welfare State.' *Social Forces*, 67 (4), pp. 1027-1048.
- Heath, A., Rothon, C., & Kilpi, E. (2008). 'The Second Generation in Western Europe: Education, Unemployment, and Occupational Attainment.' *Annual Review of Sociology*, 34, pp. 211-235.

- Houtman, D. (2003). *Class and Politics in Contemporary Social Science. 'Marxism Lite' and It's Blind Spot for Culture*. New York: Aldine de Gruyter.
- Inglehart, R. (1977). *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles in Advanced Industrial Society*. Princeton: Princeton University Press.
- Jacoby, W.J. (1994). 'Public Attitudes toward Government Spending.' *American Journal of Political Science*, 38 (2), pp. 336-361.
- Jaeger, M.M. (2006). 'What Makes People Support Public Responsibility for Welfare Provision. Self-Interest or Political Ideology? A Longitudinal Approach.' *Acta Sociologica*, 49 (3), pp. 321-338.
- Jaeger, M.M. (2008). 'Does Left-Right Orientation have a Causal Effect on Support for Redistribution? Causal Analysis with Cross-sectional Data Using Instrumental Variables.' *International Journal of Public Opinion Research*, 20 (3), pp. 363-374.
- Kangas, O. (1997). 'Self-Interest and the Common Good. The Impact of Norms, Selfishness and Context in Social Policy Opinions.' *Journal of Socio-Economics*, 26 (5), pp. 475-494.
- Koster, F., & Kaminska, M. (2012). 'Welfare State Values in the European Union, 2002-2008. A Multilevel Investigation of Formal Institutions and Individual Attitudes.' *Journal of European Public Policy*, 19 (6), pp. 900-920.
- Kunda, Z. (1990). 'The Case for Motivated Reasoning.' *Psychological Bulletin*, 108 (3), pp. 480-498.
- Lipset, S.M. (1959). 'Democracy and Working Class Authoritarianism.' *American Sociological Review*, 24 (4), pp. 428-501.
- Lipset, S.M. (1960). *Political Man. The Social Bases of Politics*. Baltimore. Johns Hopkins University Press.
- Lipsmeyer, C.S., & Nordstrom, T. (2003). 'East versus West: Comparing Political Attitudes and Welfare Preferences across European Societies.' *Journal of European Public Policy*, 10 (3), pp. 339-364.
- Lord, C.G., Ross, L. & Lepper, M.R. (1979). 'Biased Assimilation and Attitude Polarization: The Effects of Prior Theories on Subsequently Considered Evidence.' *Journal of Personality and Social Psychology*, 37 (11), pp. 2098-2109.
- Margalit, Y. (2013). 'Explaining Social Policy Preferences: Evidence from the Great Recession.' *American Political Science Review*, 107 (1), pp. 80-103.
- Mau, S., & Burkhardt, C. (2009). 'Migration and Welfare State Solidarity in Western Europe.' *Journal of European Social Policy*, 19 (3), pp. 213-229.
- Papadakis, E., & Bean, C. (1993). 'Popular Support for the Welfare State. A Comparison between Institutional Regimes.' *Journal of Public Policy*, 13 (3), pp. 227-254.
- Redlawsk, D.P. (2001). 'You Must Remember This: A Test of the Online Model.' *Journal of Politics*, 63 (1), pp. 29-58.
- Reeskens, T., & van Oorschot, W. (2013). 'Equity, Equality or Need? A Study of Popular Preferences for Welfare Redistribution Principles across 24 European Countries.' *Journal of European Public Policy*, 20 (8), pp. 1174-1195.
- Rehm, P. (2009). 'Risk and Redistribution. An Individual-Level Analysis.' *Comparative Political Studies*, 42 (7), pp. 855-881.
- Sears, D.O., Hensler, C.P., & Speer, L.K. (1979). 'Whites' Opposition to "Busing": Self-Interest or Symbolic Politics?' *American Political Science Review*, 73 (2), pp. 369-384.
- Sears, D.O., Lau, R.R., Tyler, T.R., & Allen, H.M. (1980). 'Self-Interest vs. Symbolic Politics in Policy Attitudes and Presidential Voting.' *American Political Science Review*, 74 (3), pp. 670-684.

- Stegmueller, D., Scheepers, P., Rossteutscher, S., & De Jong, E. (2012). 'Support for Redistribution in Western Europe: Assessing the Role of Religion.' *European Sociological Review*, 28 (4), pp. 482-497.
- Svallfors, S. (1993). 'Dimensions of Inequality. A Comparison of Attitudes in Sweden and Britain.' *European Sociological Review*, 9 (3), pp. 267-287.
- Svallfors, S. (1997). 'Worlds of Welfare and Attitudes towards Redistribution. A Comparison of Eight Western Nations.' *European Sociological Review*, 13 (3), pp. 283-304.
- Svallfors, S. (2012). *Contested Welfare States. Welfare Attitudes in Europe and Beyond*. Stanford: Stanford University Press.
- Tavits, M., & Letki, N. (2009). 'When Left is Right. Party Ideology and Policy in Post-Communist Europe.' *American Political Science Review*, 103 (4), pp. 555-569.
- Taylor-Gooby, P. (1985). 'Attitudes to Welfare. Review Article.' *Journal of Social Policy*, 14 (1), pp. 73-81.
- Tyran, J.R., & Sausgruber, R. (2006). 'A Little Fairness May Induce a Lot of Redistribution in Democracy.' *European Economic Review*, 50 (2), pp. 469-485.
- Van Oorschot, W. (2006). 'Making the Difference in Social Europe. Deservingness Perceptions among Citizens of European Welfare States.' *Journal of European Social Policy*, 16 (1), pp. 23-42.
- Van Oorschot, W., Reeskens, T., & Meuleman, B. (2012). 'Popular Perceptions of Welfare State Consequences. A Multi-Level, Cross-National Analysis of 25 European Countries.' *Journal of European Social Policy*, 22 (2), pp. 181-197.
- Van Oorschot, W. & Meuleman, B. (2012). 'Does Popular Support for Welfare States Depend on their Outcomes?' In: Svallfors, S. (Ed.), *Contested Welfare States. Welfare Attitudes in Europe and Beyond*. Stanford: Stanford University Press.

Abstracts overige bijdragen

Employment Relation and Work-Life Balance in Europe

Anne Annink and Laura den Dulk

Introduction

This paper examines the work-life balance of the self-employed, a changing but neglected group of workers in work-life research, compared to organizational employees in Europe. There are very few international comparative studies on the work-life balance (WLB) of self-employed workers. In addition, cross-national research analysing the nature and extent of work-life policies at the macro level has paid little attention to the entitlements of self-employed (Den Dulk & Van Doorne-Huiskes, 2007; OECD, 2008). By focusing on self-employment, we can increase our understanding of the mechanisms explaining WLB and test whether existing theories apply to different types of employment. The central research question addressed in this paper is: *How satisfied are the self-employed and employees across eighteen European countries with their work-life balance and work-life supportive resources on the individual and country level?* Multilevel analysis will be applied to data from the European Social Survey (ESS) to investigate this research question.

Theory

In order to study the WLB of the self-employed compared to organizational employees, we use the resources-demands approach. Job demands are “those physical, social, or organizational aspects of the job that require sustained physical and/or psychological effort and are, therefore, associated with physiological and/or psychological costs”. Job resources are “those physical, social, or organizational aspects of the job that (a) are functional in achieving work-related goals, (b) reduce job demands and the associated physiological and psychological costs, and (c) stimulate personal growth and development” (Xanthopoulou, Bakker, Demerouti, & Schaufeli, 2007: p. 122). Job demands and resources evoke two relatively independent psychological processes. High job demands may exhaust employees’ resources and might lead to a negative impact of the work domain on the home domain, i.e. work-home interference (Demerouti, Bakker & Bulters, 2004). Job resources, by contrast, are enriching and lead to work engagement, commitment and enable workers to meet their goals (Xanthopoulou et al., 2007). Furthermore, resources buffer the negative effects of job demands (Bakker et al., 2005). The evaluation of these processes might be negative or positive with regard to well-being and WLB. In this paper we take into account family-work conflict (FWC), work-family conflict (WFC) and satisfaction with work-life balance (WLB). Resources and demands are typically generated by work, the household and the institu-

tional context (Pislarj, Van der Lippe & Den Dulk, 2011). In this paper we focus on the work and the institutional context (taken into account as leave and childcare) because we compare the employed and self-employed in European countries. Our theoretical framework was used to indicate resources and demands in the European Social Survey data.

Method

This research has two data sources. First, extensive desk research resulted in an overview of maternity, paternity and parental leave and childcare arrangements for the self-employed compared to employees across Europe. Second, we used data from the European Social Survey (ESS) to investigate differences in work-life balance between organizational employed and the self-employed in European countries. Round five of the ESS was conducted in 2010 and includes a module on work, family and well-being. The comparison serves two purposes: first, it controls for a possible selection bias among the self-employed, because WLB is a reason for some workers to become self-employed; secondly, it allows us to examine the impact of the social policy context since eighteen countries participated in the ESS Round 5. The sample of this research consists of "employees" (83%) and "self-employed" (13%), aged between fifteen and sixty-five, working at least twelve hours per week normally. We only selected employees and self-employed with children living at home since leave and childcare are only relevant for and used by parents. This left us with a total sample of 10,454 respondents. The dependent variables in this study are *work-life balance (WLB)*, which is defined in the ESS Round 5 as "satisfaction with balance between time on job and time on other aspects" which was measured with a single item on a scale ranging from 0 to 10, *work-to-family conflict* and *family-to-work conflict*. The latter were composed of several questions. The independent variables are job demands (work pressure, work hours, work overtime and being the breadwinner) and job resources (social support, autonomy, leave and childcare). As control variables we included gender, age, sector and their feelings about the household's income. In order to test our hypotheses, we employed both descriptive and multi-level analysis since our analysis includes data of employed and self-employed nested in eighteen European countries.

Findings and discussion

The EU provides guidelines for work-life policies such as the EU Directive on self-employed workers and assisting spouses which came into force in June 2010, aiming to improve social protection for the self-employed by establishing a right to maternity leave for the first time. However, our study shows that variation within and between countries operating under different welfare-state regimes still exist. In most countries the self-employed receive less state support than employees. These findings are in line with Pedersini & Coletto (2010), who found that support is particularly low for those working at home and/or freelancers who depend mainly on a single client.

Our findings suggest that national policies such as leave arrangements have stronger effects on the self-employed than on organizational employees. The latter might be taken care of by their employer, while the self-employed have no entitlements at

all. From a government perspective, this is understandable. The Dutch state secretary, for example, argued that the self-employed are primarily self-responsible for their work-related risks, unless it concerns a life-threatening risk or risks for third parties (Ministry of Social Affairs and Employment, 2011).

Adequate evaluations of different support schemes are rare and it is often unknown to what extent these policies meet their objectives. Evaluations should include a specification of the characteristics of individuals taking up the scheme, probing recipients' opinions and their views on the extent to which the scheme made a difference. Leave arrangements may be based on different underlying gendered assumptions, reflected in culture. In order to improve social protection for the self-employed effectively, the EU therefore should take into account these (national) assumptions. This might be more effective than providing general guidelines.

References

- Demerouti, E., Bakker, A.B. & Bulters, A.J. (2004). The loss spiral of work pressure, work-home interference and exhaustion: reciprocal relations in a three-wave study. *Journal of Vocational Behaviour*, 64 (1), 131-149.
- Dulk, L. den, Doorne-Huiskes & A. van (2007). Social Policy in Europe: Its Impact on Families and Work. In *Women, Work and Family in Europe*, eds. C. Crompton, S. Lewis & C. Lyonnelle, 51-70. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Ministry of Social Affairs and Employment (2011). Kabinetsreactie SER-advies 'ZZP'ers in beeld'. Retrieved from http://www.ser.nl/-/media/Files/Internet/Kabinets%20reactie/2011/b29123_kabinetsreactie.ashx
- OECD (2008), "Labour", in *OECD in Figures 2007*, OECD Publishing. Part-time and self-employment. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.1787/oif-2007-5-en>
- Pedersini, R., Coletto, D. (2010). *Self-employed workers: industrial relations and working conditions*. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions: Dublin.
- Pislijar, T., Lippe, T. van der & Dulk, L. den (2011). Health among hospital employees in Europe: A cross-national study of the impact of work stress and work control. *Social Science & Medicine*, 72(6): 899-906.
- Xanthopoulou, D., Bakker, A.B., Demerouti, E. & Schaufeli, W.B. (2007). The Role of Personal Resources in the Job Demands-Resources Model. *International Journal of Stress Management*, 14 (2), 121-141.

The Effects of Mixed-Mode Approach Techniques and Mode Choice on Response Rates of Hard-to-Survey Populations

An Experiment in the European Social Survey

Marieke Haan, Yfke Ongena and Kees Aarts

Introduction

Response rates have declined in Western countries over the years (Atrostic et al., 2001; de Heer, 1999). Therefore, it has become harder to obtain high response rates, especially when surveying hard-to-survey populations. To obtain contact and cooperation of hard-to-survey populations, targeted approaches such as mode targeting should be developed. Previous research has shown that sample members may have preferences for different approach techniques (Dillman et al., 1994) and different modes of responding (Groves & Kahn, 1979; De Leeuw, 2005). Therefore, researchers have been offering multiple response mode options, to enable sample members to select the response mode of their choice (Schneider et al., 2005).

Young adults, full-time workers, ethnic minorities and big city inhabitants are known as hard-to-survey populations (Stoop, 2005). Young adults can be difficult to contact due to unlisted cell numbers (Holbrook et al., 2003) and social obligations, but they are generally willing to cooperate (De Leeuw & Hox, 1998). Households with more than one full-time worker can be difficult to contact because of their at-home pattern. However, they are generally willing to participate (Goyder, 1987). Ethnic minorities have high non-contact rates especially in urbanized areas (Groves & Couper, 1998; Feskens et al., 2007). In addition, cooperation difficulties arise due to illiteracy, immigration status concerns, mistrust of research and distrust of institutions (Hoopman et al., 2009). However, they can have higher cooperation rates than natives (Feskens, 2009). Inhabitants of highly urbanized cities may be reluctant to let strangers enter their homes and their attitude towards survey research can be more negative (Campanelli et al., 1997).

To acquire more knowledge about the effects response mode choices can have on response rates, and especially on response rates of hard-to-survey groups, we will describe the findings of an experiment. Our research questions were:

1. What are the effects of offering response mode choices on response rates?

2. To what extent do hard-to-survey populations differ in response mode choice when contacted face-to-face or by telephone?

Method

From March to June 2012, GfK (a large international research company) executed the fieldwork for this study. Enriched address-based sampling was used to collect the data, which was created by using databases with information on population characteristics in zip code areas. A total of 3496 households were randomly selected within forty municipalities of the Netherlands (with variance in urbanization) and three other selection variables were used to oversample and reach hard-to-survey populations: newly built houses (likely to oversample full-time working couples and young adults), low-income neighbourhoods (likely to oversample ethnic minorities and young adults) and a random selection of remaining zip codes.

In the experiment conducted within the European Social Survey, the first group was contacted face-to-face and could choose between a computer-assisted personal interview (CAPI) or a web survey. The second group was contacted by phone and was offered a choice between a computer-assisted telephone interview (CATI) or a web survey. The third group was contacted by telephone and sample members were randomly allocated to CAPI, CATI or web when the request to participate was accepted.

Results

Overall, significant effects of mode choice were found for the telephone contacted group. Refusal rates were lower for sample members contacted by phone with response mode choice compared to the telephone contacted group without choice ($\chi^2(1, N = 1983) = 4.62, p = .03$). A logistic regression was used to predict the likelihood of participating in the survey by offering response mode choices and two selection variables of the address-based sample (neighbourhoods with newly built houses, and low incomes). Offering a choice in response mode had a significant effect on participation in the survey (odds ratio 1.27, $p < 0.05$). Furthermore, the likelihood of participating in the survey was significantly lower for households in low-income neighbourhoods than for households from other neighbourhoods (odds ratio 0.78, $p < 0.05$).

As shown in Table 1, supported by a marginal significant difference, we found that households with more than one full-time worker were more likely to choose the web when contacted face-to-face than other sample members. Furthermore, for young adults we also found a strong web preference when contacted face-to-face which was significantly different from other sample members. For the choice behaviour of big city inhabitants, no significant differences were found compared to other sample members. However, city dwellers who were willing to participate seemed to prefer the CAPI response mode. Possibly, big city inhabitants that open the door are in general people that are more willing to let strangers into their homes. Compared to other ESS rounds in the Netherlands, the number of ethnic minority households was very low. Therefore, this group was excluded from the analyses.

Table 1 Response mode choices of hard-to-survey populations

	Response mode choices			
	Face-to-face contact CAPI	Web	Telephone contact CATI	Web
Full-time workers	20.0 %	80.0 %	33.3 %	66.7 %
Non full-time workers	42.2 %	57.8 %	45.4 %	54.6 %
Chi square	$\chi^2 (1, N = 288) = 3.79, p = .05$		$\chi^2 (1, N = 225) = 0.97, p = .32$	
Young adults (<35)	28.1 %	71.9 %	34.3 %	65.7 %
35 and older	44.2 %	55.8 %	46.3 %	53.7 %
Chi square	$\chi^2 (1, N = 288) = 5.33, p = .02$		$\chi^2 (1, N = 225) = 1.73, p = .18$	
Big city inhabitants	57.1 %	42.9 %	38.9 %	61.1 %
Non big city inhabitants	39.5 %	60.5 %	44.9 %	55.1 %
Chi square	$\chi^2 (1, N = 287) = 2.51, p = .11$		$\chi^2 (1, N = 225) = 0.24, p = .62$	

Discussion

This experiment has shown that offering response mode choices can have positive effects on survey participation. Hard-to-survey populations seem to have response mode preferences; households with more than one full-time worker and young adults were significantly more likely to choose the web when contacted face-to-face. However, future studies should investigate if the response mode preference or the possibility to choose a mode triggers sample members to cooperate in a survey.

References

- Arostic, B.K., Bates, N., Burt, G. & Silberstein, A. (2001). Non-response in US government household surveys: Consistent measures, recent trends, and new insights. *Journal of Official Statistics*, 17 (2), 209-226.
- Campanelli, P., Sturgis, P. & Purdon, S. (1997). *Can you hear me knocking: An investigation into the impact of interviewers on survey response rates*. London, United Kingdom: The Survey Methods Centre SCPR.
- Dillman, D.A., West, K.K. & Clark, J.R., (1994). Influence of an invitation to answer by telephone on response to Census Questionnaires. *Public Opinion Quarterly*, 58 (4), 557-568.
- Feskens, R.C.W. (2009). *Difficult Groups in Survey Research and the Development of Tailor-Made Approach Strategies*. Utrecht, The Netherlands: University of Utrecht.
- Feskens, R.C.W., Hox, J.J., Lensvelt-Mulders, G.J.L.M., & Schmeets, J.J.G., (2007). Nonresponse among ethnic minorities: A multivariate analysis. *Journal of Official Statistics*, 23 (3), 387-408.
- Goyder, J. (1987). *The Silent Minority. Nonsample Members on Sample Surveys*. Cambridge: Polity Press.
- Groves, R. & Couper, M.P. (1998). *Nonresponse in Household Interview Surveys*. New York: Wiley.
- Groves, R.M. & Kahn, R.L. (1979). *Surveys by Telephone: A National Comparison with Personal Interviews*. New York: Academic Press.
- De Heer, W. (1999). International response trends: results of an International Survey. *Journal of Official Statistics*, 15 (2), 129-142.

- Holbrook, A.L., Green, M.C. & Krosnick, J.A. (2003). Telephone vs. Face-to-Face Interviewing of National Probability Samples with Long Questionnaires: Comparisons of Respondent Satisficing and Social Desirability Response Bias. *Public Opinion Quarterly*, 67 (1), 79-125.
- Hoopman, R., Terwee, C.B., Muller, M.J., Öry, F.G. & Aaronson, N.K. (2009). Methodological challenges in quality of life research among Turkish and Moroccan ethnic minority cancer patients: Translation, recruitment and ethical issues. *Ethnicity & Health*, 14 (3), 237-253.
- De Leeuw, E.D. (2005). To mix or not to mix data collection modes in surveys. *Journal of Official Statistics*, 21 (2), 233-255.
- De Leeuw, E.D. & Hox, J.J. (1998). Nonresponse in Surveys: Een Overzicht. *Kwantitatieve Methoden*, 19, 31-53.
- Stoop, I. (2005). *The Hunt for the Last Respondent. Non-Response in Sample Surveys*. The Hague, The Netherlands: Social and Cultural Planning Agency.
- Schneider, S.J., Cantor, D., Malakhoff, L., Arieira, C., Segel, P., Nguyen, K. & Tancreto, J.G. (2005). Telephone, Internet and Paper Data Collection Modes for the Census 2000 Short Form. *Journal of Official Statistics*, 21 (1), 89-101.

Political Attitude Change

A Closer Look at the Micro-Level Processes through (In)Consistency Experiments of the ESS Panel Component

Sedef Turper, Kees Aarts and Minna van Gerven

The European Social Survey is one of the well-known examples of cross-sectional studies mapping macro-level attitude change through repeated measures of political and social attitudes. So far, analyses of ESS data and other cross-sectional studies have generated valuable insights into citizens' attitudes, in general, and their respective change. However, while repeated cross-sectional surveys provide data about aggregate level trends, the evidence they provide about micro-level processes underlying these macro changes are indirect. Thus, knowledge that these existing studies can provide is destined to be incomplete in the absence of more direct evidence of micro-processes.

In the lack of studies focusing on the micro-level attitude change processes, observed response instability over time is often interpreted as an indication of attitude uncertainty rather than genuine attitude change. Sceptics suggest that the mass public is incapable of holding stable and consistent attitudes evinced by response instability; they conclude that only a small group of elites holds coherent attitudes, while most of the public displays "non-attitudes" (Schumpeter, [1943] 1994; Converse, 1964). With its rather unpleasant, yet striking, implications for normative theories of democracy, the "ignorance of mass public" thesis has been called into question, and stimulated a growing body of literature on potential explanations for the inconsistency of survey responses. Subsequently, a considerable body of latter research pointed to the existence of random measurement errors as a plausible explanation for observed response instability (Achen, 1975; Erikson, 1979; Judd & Milburn, 1980; Page & Shapiro, 1992; Erikson, MacKuen, Stimson, 2002). In what followed, a consensus over a "miracle of aggregation" argument has almost been reached as Converse (1990) himself contributed to this line of scientific inquiry. Yet, the discussion on "non-attitudes of mass public" has recently been exhilarated as the assumption that measurement errors are random is contested (Althaus, 2003).

In the current study, we intend to contribute to the "non-attitudes of mass public" debate by shedding light on micro-level attitude change processes. More specifically, we aim at separating attitude change from attitude uncertainty through (in)consistency confrontation experiments that are conducted as part of the *Panel Component of*

the European Social Survey. To this end, we first inspect sources of response inconsistency on the basis of respondents' retrospective evaluations of their attitude change or consistency behaviour. Secondly, we examine the "non-attitudes of mass public" proposition by comparing levels of attitude uncertainty and susceptibility to attitude change among high and low political sophistication groups.

In the research design of (in)consistency confrontation experiments, a subset of panel respondents (N = 158) are first introduced to three questions they have responded to in the previous wave. After providing a new answer to each, respondents are automatically assigned to different treatment conditions depending on whether they provided a consistent or an inconsistent answer. Subsequently, respondents of the latter group are made aware of their inconsistency in responses. On the other hand, the respondents with consistent answers are confronted with a set of pre-decided responses different from their own answers. In other words, although the consistent group provided the same answer in both waves, they are told to have responded to the question differently in the previous wave. Following this procedure, respondents in both experimental conditions are requested to state whether their opinion on the subject matter has changed during the time elapsed between the two measures, or whether they think the reported inconsistency is due to a mistake in our database. They are also requested to provide reasons for verified attitude change.

Preliminary analysis of the experimental data pointed to the existence of both genuine attitude change and attitude uncertainty as relevant sources of observed response inconsistency. The findings suggest that respondents can verify both attitude change and attitude consistency when their answers from the two waves are considerably different from each other, whereas they often fail to do so if the discrepancy between their responses is relatively small. This pattern also manifests itself in respondents' accounts for verified attitude change. Respondents with remarkably different responses in subsequent waves expressed that their opinions have substantially changed during the time elapsed between our measures. They often referred to the latest political developments when accounting for change in their expressed attitudes. On the contrary, those respondents who provided fairly similar answers in both waves usually attributed observed inconsistency in their responses to ambiguity of the response options provided for the question.

Having identified the existence of genuine attitude change and attitude uncertainty trends among our respondents, we further investigated whether political sophistication can account for differing levels of susceptibility to attitude change and to measurement errors. Accordingly, we tested whether respondents who express genuine attitude change differ significantly from respondents reporting attitude uncertainty with regard to their levels of political sophistication. To this end, we categorized respondents into "intentional attitude change" and "attitude uncertainty" groups on the basis of their accounts for verified attitude change. The group "intentional attitude change" comprised respondents who indicated ongoing political events, recent personal experiences or self-reflection processes as the reason for reported attitude change, while the group "attitude uncertainty" consisted of respondents referring to a structural aspect of survey design in their accounts. Next, we employed the level of educa-

tion measured in completed years of formal schooling as a proxy for political sophistication and compared resulting mean levels across the groups. Our analysis illustrates that these two groups do not differ significantly in terms of their levels of political sophistication.

To sum up, we found no evidence that measurement errors apply differently to high and low political sophistication groups. Our analysis also suggested that neither demographic characteristics of respondents nor their levels of political interest are predictive of their levels of susceptibility to measurement errors, and hence to attitude uncertainty. Although preliminary findings of this current study pointed to measurement errors as frequent sources of observed response instability, further inspection of data suggested measurement errors to be random.

References

- Achen, C.H. (1975). Mass Political Attitudes and the Survey Response. *American Political Science Review*, 69, 1218-31.
- Althaus, S. (2003). *Collective Preferences in Democratic Politics: Opinion Surveys and the Will of the People*. New York: Cambridge University Press.
- Converse, P.E. (1964). "The Nature of Belief Systems in Mass Publics" in D.E. Apter (ed.), *Ideology and Discontent*, London: Free Press of Glencoe.
- Converse, P.E. (1990). "Popular Representation and the Distribution of Information" in J. Ferejohn & J.H. Kuklinksi (eds.), *Information and Democratic Processes*, Urbana: University of Illinois Press.
- Erikson, R.S. (1979). The SRC Panel Data and Mass Political Attitudes. *British Journal of Political Science*, 9, 89-114.
- Erikson, R.S., MacKuen, M.B. & J.A. Stimson (2002). *The Macro Polity*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Judd, C.M. & M.A. Milburn. (1980). The Structure of Attitude Systems in the General Public: Comparisons of a Structural Equation Model. *American Sociological Review*, 45 (4), 627-43.
- Page, B.I. & R.Y. Shapiro (1992). *The Rational Public*. Chicago: University of Chicago Press.
- Schumpeter, J. (1994 [1943]). *Capitalism, Socialism and Democracy*. London: Routledge.

Political Trust across Time in the European Union

Stéfanie André

Introduction

Trust is one of the most investigated subjects in social science research as well as one of the most discussed issues in the media. The two sorts of trust which are often distinguished are generalized social trust and political trust. This paper deals with the latter. Political trust is seen as an important attribute to modern representative democracy (Damico, Conway, & Bowman Damico, 2000; Lühiste, 2006; Schyns & Koop, 2010). Political trust is the trust we invest in our politicians to develop laws that are fair and to do the right thing; if people do not trust the government this is seen as the government lacking legitimacy (Lenard, 2009). It can also be seen as an indicator of immigrants' political integration in their destination society. Those who trust at the same level as natives are seen as fully integrated in their host society (Fennema & Tillie, 1999).

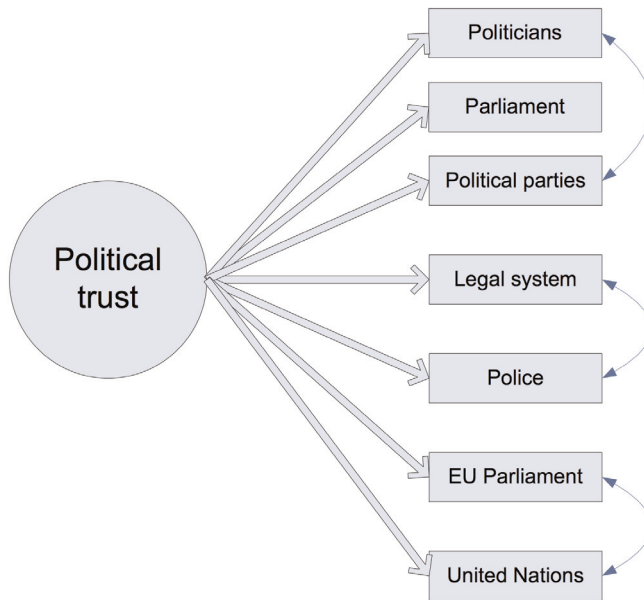
However, do we measure the same thing if we ask Europeans in different countries how much they trust the government? And, maybe even more interesting, do we measure the same concept over time? These are issues of measurement equivalence; if we reach the highest level of measurement equivalence (full scalar equivalence) this means that we can be certain that we measure the same concept in all countries. Measurement equivalence should be tested for in each cross-cultural research, yet is often neglected. The main research question we address is therefore: *can we measure political trust in a comparable manner over time and place?*

Measurement models and equivalence

In most research the same model of political trust is used, a one-dimensional model in which all items load on one factor and the average of the scores on these items is used as the political trust of the respondent (Damico, et al., 2000; Lühiste, 2006; Mishler & Rose, 2001; Oskarsson, 2010; Zmerli & Newton, 2008). However, it has also been argued that political trust has a multi-dimensional structure in which we should differentiate between national and international institutions and/or between partisan and order institutions (Papadakis, 1999; Rothstein & Stolle, 2008; Van der Brug & Van Praag, 2007). In another paper I showed that a multi-dimensional model is indeed in place (André, 2013). There are two models which have a good fit on the data: a three-dimensional model in which national partisan institutions, national order institutions and international institutions are differentiated and a one-dimensional model with correlated errors. This last model is the least complicated to test with a large number of groups and is thus used in this research. The one-dimensional model is presented in Figure 1.

In general, three types of measurement equivalence can be established: configural equivalence, metric equivalence and scalar equivalence (Steenkamp & Baumgartner, 1998). Configural equivalence implies that the factor model which is used is the same in each group. Metric equivalence holds when the factor loadings are equal in each group and assures equivalence of meaning (Davidov, 2009). The highest level, scalar equivalence signifies that the intercepts of the groups are the same and that in all groups an increase of one unit in the measurement scale on the latent variable has the same meaning (Meuleman, Davidov, & Billiet, 2009). For cross-cultural comparisons partial scalar equivalence is enough, which means that the intercepts of at least two items for a factor are equal (Byrne, Shavelson, & Muthén, 1989; Davidov, 2009).

Figure 1 *One-dimensional model of political trust with correlated errors*



Data and methods

In the European Social Survey there are seven items on political trust. However, in the first round of the survey only six items are asked, as the item ‘trust in political parties’ is not available for the first round. Therefore I chose to exclude the first round from the analyses. I selected all countries which had data available on political trust in round 2 (2004), round 3 (2006), round 4 (2008) and round 5 (2010). These countries are: Belgium, Denmark, Estonia, Finland, France, Germany, Ireland, the Netherlands, Norway, Poland, Portugal, Slovakia, Slovenia, Spain, Sweden, Switzerland, Ukraine and the United Kingdom.

Analyses and results

Although the one-dimensional model with three correlated errors fits well on the whole dataset and in each country separately, I did not manage to find a partial scalar equivalent model for all countries and all time-points. Therefore I switched to another approach. First, I used the partial scalar equivalent model for Round 4 of the European Social Survey (2008) as a reference point. From earlier research we know that this is a partial equivalent model (André, 2013). Next, I established full or partial measurement equivalence for each country over time separately. Equivalence is reached if the $CFI > 0.95$ and $RMSEA < 0.06$, according to the combination rule of Hu and Bentler (1999). The results of this exercise are shown in Table 1. As can be seen, we do not find full scalar equivalence in four of our countries (Estonia, Finland, Poland and Ukraine). For these countries the modification indices (MI) are inspected and parameters are freed until partial scalar equivalence is reached.

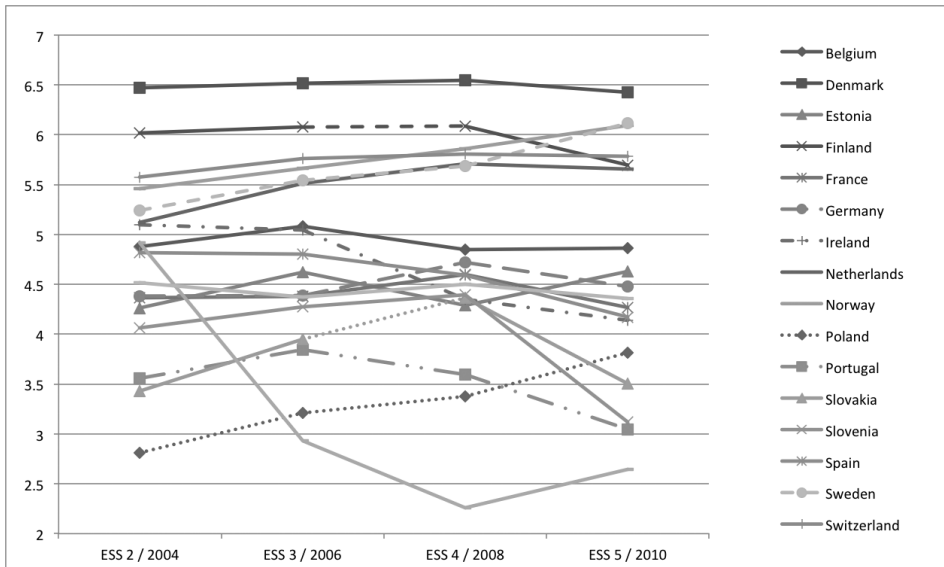
Table 1 *Full scalar equivalence*

Country	Chi square	P	CFI	RMSEA
Belgium	312	0.00	0.986	0.041
Denmark	515	0.00	0.967	0.059
Estonia	594	0.00	0.963	0.061
Finland	763	0.00	0.959	0.065
France	363	0.00	0.981	0.043
Germany	633	0.00	0.978	0.049
Ireland	691	0.00	0.965	0.060
Netherlands	378	0.00	0.975	0.045
Norway	520	0.00	0.969	0.058
Poland	584	0.00	0.963	0.061
Portugal	486	0.00	0.969	0.048
Slovakia	403	0.00	0.967	0.048
Slovenia	486	0.00	0.967	0.049
Spain	551	0.00	0.971	0.054
Sweden	574	0.00	0.969	0.059
Switzerland	351	0.00	0.980	0.043
Ukraine	418	0.00	0.945	0.047
United Kingdom	468	0.00	0.979	0.046
All countries	4704	0.00	0.98	0.041

In Figure 2 the latent means of our analysis are presented. Between countries the only certain comparisons we can make are in the year 2008 (Round 4). Within countries we can compare the latent means across time and thus survey the trends. We see a significant drop in political trust from 2008 to 2010 in ten countries. This is probably the case because of the banking crisis and the following economic crisis. However, this is not the case in all countries, since five countries show an increase in political trust in that period of time.

We can thus conclude that comparisons over time in a country are easier than comparisons across countries. One of the reasons is that the language and thus posing of the questions is exactly the same across time, whereas the different languages can make for different interpretations across countries.

Figure 2 Political trust in the European Union (latent means)



References

- André, S. (2013). Does Trust Mean the Same for Migrants and Natives? Testing Measurement Models of Political Trust with Multi-group Confirmatory Factor Analysis. *Social Indicators Research*, 1-20. doi: 10.1007/s11205-013-0246-6
- Byrne, B.M., Shavelson, R.J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105 (3), 456-466. doi: 10.1037/0033-2909.105.3.456
- Damico, A.J., Conway, M.M., & Bowman Damico, S. (2000). Patterns of political trust and mistrust: three moments in the lives of democratic citizens. *Polity*, 32 (3), 377-400.
- Davidov, E. (2009). Measurement Equivalence of Nationalism and Constructive Patriotism in the ISSP: 34 Countries in a Comparative Perspective. *Political Analysis*, 17 (1), 64-82. doi: 10.1093/pan/mpn014
- Fennema, M., & Tillie, J. (1999). Political participation and political trust in Amsterdam: civic communities and ethnic networks. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 25 (4), 703-726.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6 (1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Lenard, P.T. (2009). Trust your compatriots, but count your change: the roles of trust, mistrust and distrust in democracy. *Political Studies*, 56 (2), 312-332. doi: 10.1111/j.1467-9248.2007.00693.x
- Lühiste, K. (2006). Explaining trust in political institutions: some illustrations from the Baltic states. *Communist and post-communist studies*, 39 (4), 475-496. doi: doi:10.1016/j.post-comstud.2006.09.001

- Meuleman, B., Davidov, E., & Billiet, J. (2009). Changing attitudes toward immigration in Europe, 2002-2007: a dynamic group conflict theory approach. *Social Science Research*, 38 (2), 352-365. doi: 10.1016/j.ssresearch.2008.09.006
- Mishler, W., & Rose, R. (2001). What are the origins of political trust? Testing institutional and cultural theories in post-communist societies. *Comparative Political Studies*, 34 (1), 30-62. doi: 10.1177/0010414001034001002
- Oskarsson, S. (2010). Generalized trust and political support: a cross-national investigation. *Acta Politica*, 45 (4), 423-443. doi: 10.1057/ap.2010.3
- Papadakis, E. (1999). Constituents of confidence and mistrust in Australian institutions. *Australian Journal of Political Science*, 34 (1), 75-93. doi: 10.1080/10361149950470
- Rothstein, B., & Stolle, D. (2008). The state and social capital. An institutional theory of generalized trust. *Comparative Politics*, 40 (4), 441-467.
- Schyns, P., & Koop, C. (2010). Political distrust and social capital in Europe and the USA. *Social Indicators Research*, 96 (1), 145-167. doi: 10.1007/s11205-009-9471-4
- Steenkamp, J.E., & Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of consumer research*, 25 (1), 78-90.
- Van der Brug, W., & Van Praag, P. (2007). Erosion of political trust in the Netherlands: structural or temporarily? A research note. *Acta Politica*, 42 (4), 443-458. doi: 10.1057/palgrave.ap.5500203
- Zmerli, S., & Newton, K. (2008). Social trust and attitudes towards democracy. *Public opinion quarterly*, 72 (4), 706-724. doi: 10.1093/poq/nfn054

Political Cleavages in the “New” Europe

Paul Pennings, Hans Keman and Jaap Woldendorp

The erosion of traditional cleavages (class, religion) and the rise of “new divides”, dualization and insider-outsider conflicts have clearly affected the competitive relations between political parties and the political cleavages in Europe. This is reflected in the demise of traditional established parties and the rise of new parties and new issues (often stemming from the New Left and the new populist right).

These changes have given rise to new structures of party competition as some established parties lose support and some new parties gain electoral support. But since the underlying socio-economic inequalities are quite different in the different regions of Europe, the party competition has also been affected in different ways. The national context has a large impact on which cleavages are politically activated. Hence, in order to explain the impact of socio-economic inequalities on political cleavages we need to take into account the interaction between the individual (voters), the meso (party) and the macro level (country).

In order to facilitate a comparative outlook on the structure of political cleavages we categorize countries, parties and voters into groups, namely families of nations, party families and insiders/outsideers. We distinguish four families of nations: North (Scandinavia), West, South and East. These nations are families because they share a common history of welfare states and social inequality that impacts on the type of party competition (Hemerijck, 2012). If one particular party dominates party competition this has consequences for the strategies, size and success of all parties. If this pivot party loses its central position due to a decline in electoral support the other parties get chances to gain electoral support.

Groups of parties or party families also matter for party competition. Established party families (liberal, conservative, Christian and social democrat) are often situated in the centre of the political space, whereas wing parties (New Left and new populist right) are more situated towards the extremes (Keman and Pennings, 2006). These positions affect the number of potential voters that a party is able to attract. The electoral support of insiders and outsiders is highly relevant for the structure of political cleavages.

The socio-economic status of voters matters for their support of parties. Insiders are expected to support established parties and to shift to the centre-left, whereas outsiders are expected to support wing parties and shift to the populist right. Insiders are more inclined to support established parties than outsiders. Since families of nations differ strongly in terms of labour market segmentation, dualization and insider-outsi-

der divides, the impact of inequality on political cleavages is also differentiated by the national context.

Every instance of voter support for a party always implies that these three levels interact: groups of voters (insiders vs. outsiders) support a party that belongs to a family (centre vs. wing) that is situated in a country that also belongs to a group with a common history (affluent and established democracy vs. upcoming and new democracy). The intersection of these group memberships induces the diversity and dynamics of political cleavages in the new Europe (Pennings and Lane, 1998).

Since there is not one single cleavage that dominates party competition everywhere, we need to take into account dimensional complexity: how groups of voters and parties position themselves on the main conflict dimensions. De Vries and Marks (2012) have distinguished four types of research on dimensional complexity depending on the methodological (inductive vs. deductive) and theoretical approaches (sociological vs. strategic). By focusing on the interaction between the three levels (countries, parties and voters) both elements (sociological and strategic) are perceived as equally important and integrated into a single design. The countries and voters mainly represent the sociological dimension since they differ in terms of the type and degree of socio-economic inequalities. The parties (being issue entrepreneurs) represent the strategic dimension because they may be more or less successful in the agenda-setting of (new) issues that shape party competition and subsequently affect their electoral fortunes during elections.

We opt for a deductive approach in order to operationalize the two main political cleavages that shape party competition: left vs. right and conservative vs. progressive (Kriesi, 2010). While the former dimension incorporates issues related to material welfare, the latter focuses on immaterial matters, such as the quality of life in general, and offers a response to new challenges by stressing the (national or regional) identity and traditions, such as questions of social values, a shared language and history, requiring adaptation and acceptance by immigrants. Our interactive multilevel approach helps to explain why sometimes outsiders do support anti-immigration parties while in other contexts they support left-wing parties by taking into account the national context of party competition.

The design incorporates both a cross-sectional and a longitudinal analysis. The first is done by a multilevel analysis that shows the dimensional complexity by combining the three levels of parties, countries and voters. The second will trace dimensional shifts over time by voters and parties in order to examine whether or not they go in the same direction. If parties and voters do not move in the same direction on the two conflict dimensions, this might indicate that both groups are not responsive to each other, which could make the structure of party competition more complex and volatile.

References

- De Vries, C.E. & Marks, G. (2012). The struggle over dimensionality: A note of theory and empirics. *European Union Politics I*, 13 (2), 185-103.

- Hemerijck, A. (2012). *Changing Welfare States*. Oxford: Oxford University Press.
- Keman, H. & Pennings, P. (2006). Competition and Coalescence in European Party Systems: Social Democracy and Christian Democracy Moving into the 21st Century. *Schweizerische Zeitschrift für Politikwissenschaft*, 12 (2), 95-126.
- Kriesi, H. (2010). Restructuration of Partisan Politics and the Emergence of a New Cleavage Based on Values. *West European Politics*, Special Issue: The Structure of Political Competition in Western Europe, 33 (3), 673-685.
- Pennings, P. & Lane, J.-E. (eds.) (1998). *Comparing Party System Change*. London and New York: Routledge.

Contextual Data in the European Social Survey

A Tool for Comparative Research

Henk Fernee and Ineke Stoop

Context in the ESS

Attitudes, values and opinions, as reported in the European Social Survey (ESS), can be affected by timing and context. The period and context differ in a study that now comprises five rounds of data collection in more than thirty different countries. Part of that national context is provided by the Norwegian Data Archive (NSD) which has developed a MacroDataGuide, which comprises aggregate country-specific information such as GDP, unemployment rates, measures of inflation, birth rates, and longevity statistics. This is an accessible starting point for researchers and students looking for data on the environment in which individuals form and express their attitudes. The next step of this process is to integrate contextual data more fully at a national and regional level with the “main” datasets, which is possible with the ESS Multilevel Data resource.

It is more difficult to collect information about what actually happened in a country during fieldwork, in terms of the political, social, cultural and economic situation. Information from the media in the national context when coded in a standardized way will help to identify the variations between countries according to their social “climate”. In this way individual attitudes and opinions can be analysed against the background of a meaningful national context.

As part of the ESS infrastructure project, Dr Paul Statham and his colleagues from Bristol University have developed an instrument to collect information on media-reported events, or rather on media reports themselves, based on the Political Claims-making Approach (PCA) (Koopmans and Statham, 1999). This method is adapted for the ESS in the “media claims reporting” tool. In this method it is not the “events” themselves that matter, but what important actors say (or claim) about them through the media.

What is media claims reporting?

First of all a “claim” is a strategic action in the public sphere. It consists of intentional public speech acts which articulate political demands, calls to action, proposals and criticisms, which, actually or potentially, affect the interests or integrity of claimants and/or other collective actors in a specific issue field. Political opinion can be expressed in different forms (statement, violence, repression, decision, demonstration, court ru-

ling, etc.) and by different actors (governments, social movements, NGOs, individuals, anonymous actors, etc.).

To collect information on the social media climate in the ESS, national teams have to record claims by coding newspaper articles during the fieldwork period. Every country is asked to select two quality daily national newspapers, preferably one left- and one right-orientated. This is to have a broader overview of different political views, however generally salient events will be reported in all newspapers. A trained coder reports all the claims that are mentioned in the newspapers which are related to one of the twenty issue fields in the coding scheme, which are salient to the content of the ESS questionnaire (for an overview of the whole method, see Fernee, Stoop and Harrison, 2012).

Experiment

A feasibility study was conducted to find out if and how the media claims reporting could be implemented in the ESS. This experiment was conducted in November 2010 in eight countries, namely: Spain, Portugal, the UK, the Netherlands, Lithuania, Poland, Slovakia and Greece. Every country selected two newspapers and coded for one month or a maximum of 100 claims. In total 1,117 claims were reported with an average number of approximately five claims a day for each country.

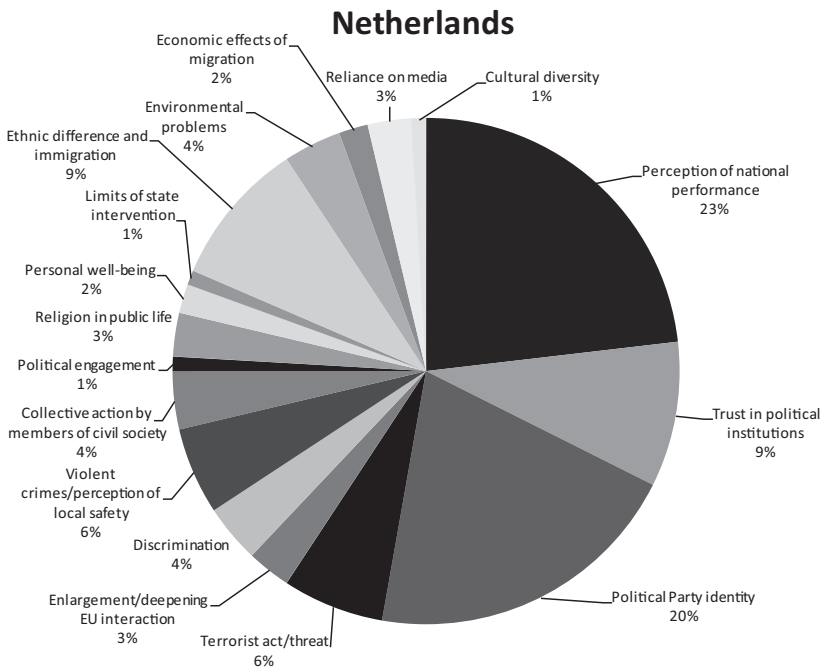
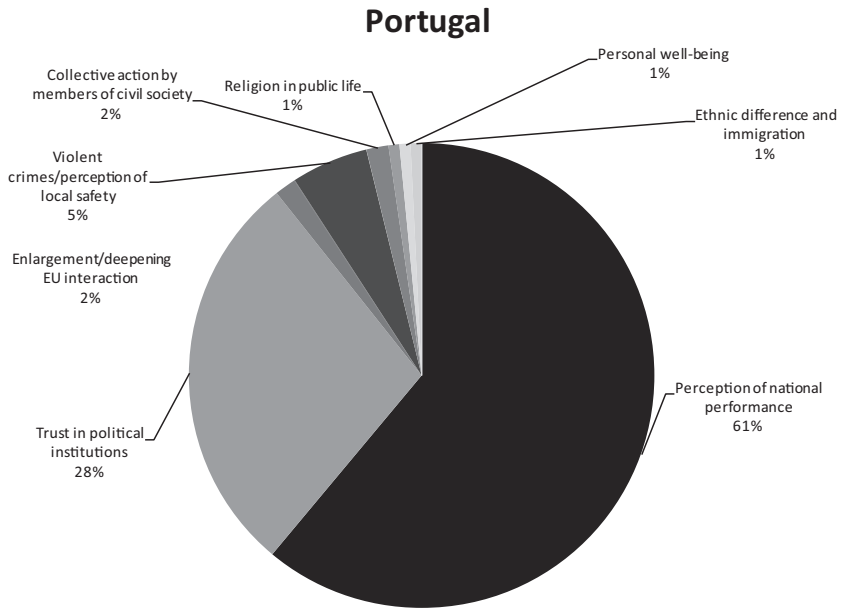
Figure 1 is an example of the results in two of the pilot countries. It shows that in Portugal the most raised topics (by 90%) are "perception of national performance" and "trust in political institutions". This seems logical in these turbulent economic times. Also for the Netherlands these topics were raised quite often, although "Political Part Identity" is also an often mentioned topic. This is due to a political scandal within the Freedom Party (PVV) about one of the parliamentarians who fell into disrepute. These results indicate that cross-national differences can be large.

Discussion

The experiment resulted in a rich dataset including: the country where the claim is reported, newspaper of the claim, the date of the claim, the actor who made the claim, the political party of which the actor is a member (about half of the actors are members of a political party), the headline of the article where the claim is made and the text of the claim (in original language and translated into English). With this information it is always possible to identify the claim afterwards. In addition the direction of the claim is coded. This direction specifies the link to the questionnaire. It can be positive, negative or a neutral value. For example, if an actor claims that trust in government is declining, the direction of this claim on "Trust in political institutions" is negative. By including the direction of the claims it will be possible to compare the climate of certain topics for countries during the fieldwork.

The feasibility study was evaluated positively. The developed method gives an independent measure of the social, political, economic and cultural climate of a country. Based on the feasibility study the ESS media claims approach was implemented in Round 6 of the ESS. Participating countries have recorded media claims during fieldwork. The resulting media claims database should make it possible to put the national context into models and improve the quality of comparative analysis.

Figure 1 Claims by category for Portugal and the Netherlands



References

- Ferneer, H., Stoop, I. & Harrison, E. (2012) *Coding media claims in the European Social Survey, Round 6: Background, guidelines, coding scheme and codebook*. Available at: http://www.europeansocialsurvey.org/index.php?option=com_content&view=article&id=88&Itemid=665.
- Koopmans, R. & Statham, P. (1999) Political Claims Analysis: integrating protest event and political discourse approaches. *Mobilization: The International Journal of Research and Theory about Social Movements, Protest and Collective Behavior* 4 (2), 203-221.

Ideal Ages for Family Formation among Immigrant and Majority Groups in Europe

Jennifer A. Holland and Helga A.G. de Valk

The timing and sequencing of events is central to the development and trajectory of life courses (Billari 2005; Elder Jr. 1985). In studies of immigrants, emphasis is also placed on the socialization context for life course decisions and on processes of adaptation to the dominant life course timing and sequencing in countries of settlement (De Valk et al., 2011). However, most research on the family life courses of immigrants focuses on behaviours, such as intermarriage and childbearing. Less often investigated are the attitudes and values underlying family life events. In this paper we explore family formation ideals across countries and origin groups. Forming a partnership, getting married and bearing and raising children are significant transitions for individuals. Ideals regarding the timing of these events may be indicative of the meaning attached to these transitions and how they should best fit into the life course. The perceived ideal timing of family events is governed by attitudes and values, and is transmitted at multiple levels, through family and community socialization and institutions.

The degree of shared ideals between immigrants and majority populations is likely related to immigrants' duration of residence in the settlement country and immigrant generation (Alba and Nee, 1997; Alba and Nee, 2003; Lieberman and Waters, 1988). Thus, we may expect that ideal ages of second-generation and longer residing first-generation immigrants will be more similar to those of majority populations than the ideals of first-generation immigrants who have arrived more recently.

Immigrants and their descendants occupy a sociocultural middle ground between their countries of origin and residence, with family life ideals shaped by influences of socialization on both sides (De Valk and Liefbroer, 2007; De Valk and Milewski, 2011; Nauck, 2001; Glick, 2010; Foner 1997). Cultural norms, practices and behaviours associated with the dominant family life patterns in countries of origin may be transmitted and maintained by family and friends from the same origin in both origin and receiving countries. So, too, are family life ideals shaped by the dominant patterns and practices in the country of residence. Contextual and institutional factors in the host society, such as educational and political institutions, majority cultural outlets, such as the media and social networks, will influence immigrants' ideal ages in a similar fashion as majority populations (Alba and Nee, 2003; De Valk and Milewski, 2011; Huscsek et al., 2010). Diverse family formation patterns within European country contexts like-

ly shape the ideals held by all residents, irrespective of background. However, though immigrants' timing preferences are expected to be shaped by both country of origin and country of destination, the relative influences may not be equal. The influence of the dominant family formation patterns in the countries of residence may be moderated by an immigrant's background. As such, it is important to pay attention to the interaction of influences of countries of origin and residence.

Using nationally representative data from 25 European countries we explored factors shaping ideal ages for two key family life transitions, marriage and parenthood, among immigrant and majority populations. We tested for evidence of the adaptation of ideals among immigrants by duration of residence and generation, as compared to majority populations. We employed a standard demographic measure, the singulate mean age of marriage, as an innovative proxy for the variation in global family formation patterns that allowed us to consider the influences of country of residence and, among immigrants, the interplay of residential and origin influences in shaping family formation ideals. We conducted multilevel regression analysis to assess how ideals are shaped by influences at both the individual and country-of-residence levels and whether the association between immigrant background and family formation ideals was the same across countries in Europe.

We found that the time since arrival in the country of residence and immigrant generation were consistent predictors of ideal ages for family formation, differentiating migrants from each other and from their majority counterparts. The second generation preferred older ages or was indistinguishable from majority populations in all models and there was evidence of a positive relationship between the time since arrival and women's and men's marriage and men's parenthood. We found that the contextual influence of the country of residence matters for family formation ideals. There was a positive association between dominant family formation patterns across countries of residence and ideal ages. These results suggest that immigrant populations are influenced by their sociocultural and sociopolitical residential contexts, like all members of a society. Evidence of an association between family formation in origin countries and migrants' ideal ages was less conclusive. Only for women's family formation timing did we find a statistically significant positive association, but the effect size was not large and, with respect to women's parenthood, the influence of origin may not be evident in all country-of-residence contexts.

The strength of the European Social Survey data is that it offers us a snapshot of the great diversity of backgrounds, attitudes, ideals and opinions among European populations. These data are unique, offering us the possibility to explore family life course ideals across Europe and among immigrant subgroups with origins in a global range of countries. But at the same time, we were limited in our ability to explore individual country-of-origin and sub-country-of-origin patterns of ideal ages by small sample sizes. As immigrants constitute an ever larger share of Western populations, future research into immigrant family life, family change and adaptation necessitates better attention to maximize response rates and oversampling immigrant sub-populations. Nevertheless, these results provide new insights into the influence of contexts on perceptions of family life, social distance and family change in diverse societies.

Note: A slightly different version of this paper is published as: Holland, J.A., & De Valk, H.A.G. (2013). Ideal ages for family formation among immigrants in Europe. *Advances in Life Course Research*, Online First. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.alcr.2013.08.002>

References

- Alba, R. & Nee, V. (1997). Rethinking Assimilation for a New Era of Immigration. *International Migration Review*, 31, 826-874.
- Alba, R. & Nee, V. (2003). *Remaking the American Mainstream: Assimilation and Contemporary Immigration*. Cambridge: Harvard University Press.
- Billari, F.C. (2005). Life course analysis: two (complementary) cultures? Some reflections with examples from the analysis of the transition to adulthood. *Advances in Life Course Research*, 10, 261-281.
- De Valk, H.A.G. & Liefbroer, A.C. (2007). Parental Influence On Union Formation Preferences Among Turkish, Moroccan, and Dutch Adolescents in the Netherlands. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 38, 487-505.
- De Valk, H.A.G. & Milewski, N. (2011). Family life transitions among children of immigrants: An introduction. *Advances in Life Course Research*, 16, 145-151.
- De Valk, H.A.G., Wingers, M., Windzio, M. & Aybek, C. (2011). Immigrant settlement and the life course: an exchange of research perspectives and outlook for the future. In M. Wingers, M. Windzio, H. De Valk & C. Aybek (eds.), *A Life-Course Perspective on Migration and Integration*. Dordrecht, NL: Springer Publishers.
- Elder Jr., G.H. (1985) Perspectives on the Life Course. In *Life Course Dynamics*, ed. G.H. Elder Jr. Ithaca, NY: Cornell University Press (pp. 23-49).
- Foner, N. (1997). The Immigrant Family: Cultural Legacies and Cultural Changes. *International Migration Review*, 31, 961-974.
- Glick, J.E. (2010). Connecting Complex Processes: A Decade of Research on Immigrant Families. *Journal of Marriage and Family*, 72, 498-515.
- Huschek, D., De Valk, H.A.G. & Liefbroer, A. (2010). Timing of first union among second-generation Turks in Europe: The role of parents, peers and institutional context. *Demographic Research*, 22, 473-504.
- Lieberson, S. & Waters, M.C. (1988). *From Many Strands: Ethnic and racial groups in contemporary America*. New York: Russell Sage Foundation.
- Nauck, B. (2001). Intercultural Contact and Intergenerational Transmission in Immigrant Families. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 32, 159-173.
- Nauck, B. (2002). Families in Turkey. In *Family Change and Intergenerational Relations in Different Cultures*, ed. R. Nave-Herz, Würzburg: Ergon (pp. 11-48).
- Oropesa, R.S. (1996). Normative Beliefs about Marriage and Cohabitation: A Comparison of Non-Latino Whites, Mexican Americans, and Puerto Ricans. *Journal of Marriage and the Family*, 58, 49-62.
- Phinney, J.S. (1990). Ethnic identity in adolescents and adults: Review of research. *Psychological Bulletin*, 108, 499-514.

Over de auteurs

Kees Aarts is hoogleraar politicologie aan de Universiteit Twente en wetenschappelijk directeur van het Institute for Innovation and Governance Studies (IGS) van deze universiteit. Zijn onderzoeksbelangstelling richt zich op democratie, verkiezingen en kiesgedrag, en grootschalig survey-onderzoek. Hij is onder meer co-redacteur van het tijdschrift *Acta Politica*. Tevens is hij nationaal coördinator van de European Social Survey in Nederland voor rondes 5 en 6.

c.w.a.m.aarts@utwente.nl

Stéfanie André is PhD-student aan de Universiteit van Tilburg. Haar promotieonderzoek gaat over de relatie tussen huiseigenaarschap en huisvestingsregimes in Europa op houdingen ten opzichte van de verzorgingsstaat en burgerschapswaarden. Eerder studeerde zij sociologie en politicologie aan de Radboud Universiteit Nijmegen. Naast de invloed van huiseigenaarschap liggen haar interesses in onderzoek naar meetequivalentie, met een nadruk op cross-culturele vergelijkingen, politiek vertrouwen en genderrollen.

stefanieandre@gmail.com

Anne Annink is PhD-studente bij Bestuurskunde aan de Erasmus Universiteit Rotterdam. Haar onderzoek richt zich op de werk-privé balans van zelfstandig ondernemers in verschillende Europese landen. Ze is daarbij geïnteresseerd in publieke steun voor zelfstandig ondernemers, verschillen tussen typen ondernemers, de invloed van de economische crisis op werk-privé balans en de rol van sociale steun in dit proces.

annink@fsw.eur.nl

Ruben de Blik is PhD-kandidaat bij de Erasmus School of Economics, Erasmus Universiteit Rotterdam. Zijn onderzoeksinteresses gaan uit naar sociaal kapitaal, vertrouwen en hun relatie tot economische prestaties. In het bijzonder wordt de verandering door de tijd onderzocht die deze variabelen doormaken, opdat ook hun wisselwerking en onderlinge samenhang in kaart wordt gebracht.

deblik@ese.eur.nl

Mark Bovens is als hoogleraar bestuurskunde verbonden aan de Utrechtse School voor Bestuurs- en Organiseringswetenschap (USBO). Hij heeft veel gepubliceerd over klokkenluiden, politieke verantwoordelijkheid en verantwoording, politiek vertrouwen, en over democratie, burgerschap en rechtsstaat. In 2011 publiceerde hij samen met Anchrit Wille, *Diplomademocratie: over de spanning tussen meritocratie en democratie* (Prometheus).

m.bovens@uu.nl

Laura den Dulk is UHD bij Bestuurskunde aan de Erasmus Universiteit Rotterdam. Met sociologie als achtergrond doet zij nu vooral cross-nationaal onderzoek naar werk-privé beleid in organisaties in verschillende welvaartsstaten. Haar huidige onderzoeksinteresses betreffen de rol van managers, werk-privé balans in de publieke sector, werk-privé balans van zelfstandig ondernemers en sociale kwaliteit van arbeidsplaatsen in Europa.

dendulk@fsw.eur.nl

Henk Fernee is statistisch adviseur en onderzoeker bij het Sociaal en Cultureel Planbureau. Zijn onderzoeksinteresse gaat uit naar de kwaliteit van data en gebruik van nieuwe technieken in survey onderzoek. Hij is lid van het Core Scientific Team van de European Social Survey.

h.fernee@scp.nl

Harry B.G. Ganzeboom is hoogleraar Sociologie en Methoden & Technieken van Sociaal-Wetenschappelijk Onderzoek aan de Vrije Universiteit Amsterdam. Hij was voor ronde 3 en 4 de Nationaal Coördinator European Social Survey in Nederland. Zijn onderzoeksbelangstelling geldt sociale stratificatie, sociale mobiliteit en methoden van internationaal vergelijkend onderzoek.

h.b.g.ganzeboom@vu.nl

Minna van Gerven is werkzaam als Universitair Docent aan de vakgroep Bestuurskunde van de Universiteit Twente. Haar onderzoeksinteresses richten zich onder andere op sociaal beleid en vergelijkend onderzoek. Haar recente publicaties zijn verschenen in *Journal of European Social Policy*, *European Societies* en *European Journal of Social Security*.

minna.vangerven@utwente.nl

Marieke Haan is promovenda in het NWO-project 'Mixed Modes in the European Social Survey' dat wordt uitgevoerd aan de Rijksuniversiteit Groningen. Haar interesses gaan uit naar de effecten van verschillende survey modi (f2f, telefoon en web) op de response percentages en het antwoordgedrag van respondenten. Tevens analyseert zij interviewer-respondent interacties om antwoordgedrag te begrijpen en te verklaren.

marieke.haan@rug.nl

Hester van Herk is hoogleraar Cross-Cultural Marketing Research aan de faculteit Wetenschappen en Bedrijfskunde bij de Vrije Universiteit Amsterdam. Haar onderzoek richt zich op methodologische aspecten bij cultuurvergelijkend onderzoek en op cross-culturele factoren die consumentenattituden en gedrag beïnvloeden. Zij werkt in haar onderzoek veel met de data van de ESS en heeft gebruikmakend van deze data onder andere gepubliceerd in *Journal of Cross-Cultural Psychology*.

h.van.herk@vu.nl

Jennifer A. Holland is als post-doc onderzoeker verbonden aan het Nederlands Interdisciplinair Demografisch Instituut in Den Haag, en als internationaal medewerker geaffilieerd aan het Linnaeus Center for Social Policy and Family Dynamics in Europe (Universiteit van Stockholm, Zweden).

holland@nidi.nl

Marc Hooghe is gewoon hoogleraar politieke wetenschappen aan de Universiteit Leuven. Hij is tevens visiting professor aan de universiteiten van Lille-II, Mannheim en Åbo (Finland). Hij is houder van een ERC Advanced Grant voor een onderzoek over de relatie tussen burger en politiek systeem.

marc.hooghe@soc.kuleuven.be

Hans Keman is hoogleraar politicologie aan de VU Amsterdam. Zijn onderzoek is voornamelijk gericht op zowel het functioneren van partijen en regering als zodanig als met betrekking tot de vorming van sociaal-economisch beleid in de zogenaamde OESO wereld. Recentelijk publiceerde hij: *Party government in the new Europe* - Routledge. London. Edited with Ferdinand Muller-Rommel (ECPR studies in European Political Science); *Organizing Democratic Choice* - Oxford University Press. Co-authors: Ian Budge, Michael McDonald and Paul Pennings; *Party Government Data Set - Complete data over regeringssamenstellingen in 40 democratieën (1945-2008)* met Jaap Wolendorp and Ian Budge.

hans.keman@vu.nl

Gerbert Kraaykamp is hoogleraar empirische sociologie aan de Radboud Universiteit Nijmegen. Zijn onderzoek richt zich onder andere op cultureel kapitaal, onderwijsongelijkheid en sociale stratificatie.

g.kraaykamp@maw.ru.nl

Julie Anne Lee is Winthrop Professor in the Marketing aan de University of Western Australia in Perth. Haar onderzoek richt zich op cross-culturele theorie, methoden en toepassingen in de context van toerisme en consumentengedrag. Haar boek met Jean-Claude Usunier, *Marketing Across Cultures*, 6e editie, 2012, geeft een uitgebreid overzicht van cross-cultureel onderzoek in de marketing discipline.

julie.lee@uwa.edu.au

Cecil Meeusen is sinds 2011 als doctoraatstudente verbonden aan het Centre for Citizenship and Democracy van de Universiteit Leuven. Momenteel doet ze onderzoek naar vooroordelen ten opzichte van verschillende minderheidsgroepen. De focus ligt vooral op de evolutie van deze politieke en sociale attitudes van adolescentie tot volwassenheid.

cecil.meeusen@soc.kuleuven.be

Bart Meuleman is als docent verbonden aan het Centrum voor Sociologisch Onderzoek van de Universiteit van Leuven waar hij sociaalwetenschappelijke onderzoeks-

methoden doceert. Zijn onderzoek omvat cross-culturele vergelijkingen van attitude- en waardepatronen en meer specifiek onderzoek naar attitudes tegenover de welvaartsstaat, ethnocentrisme, religiositeit, en basiswaarden. In zijn onderzoek maakt hij voornamelijk gebruik van multi-levelanalyse en geavanceerde meetmodellen. Zijn meest recente werk is gepubliceerd in *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *Journal of European Social Policy*, *Social Science Research*, en *International Journal of Social Welfare*.

bart.meuleman@soc.kuleuven.be

David Nikoloski is in 2012 afgestudeerd als politicoloog bij de Master Social Research aan de Vrije Universiteit Amsterdam en momenteel werkzaam als medewerker Onderwijs & Onderzoek aan de Afdeling Sociologie van de VU. Zijn belangrijkste onderzoeksbelangstelling geldt internationale vergelijking van verkiezingsdata.

david.nikoloski@gmail.com

Yfke Ongena is universitair docent communicatie- en informatiewetenschappen aan de Rijksuniversiteit Groningen. Haar interesse gaat uit naar methodologie van vragenlijstonderzoek en verbale interactie tussen interviewer en respondent. Ze is hoofdonderzoeker in het NWO-project 'Mixed Modes in the European Social Survey', dat wordt uitgevoerd door Marieke Haan.

y.p.ongena@rug.nl

Wim van Oorschot is als gewoon hoogleraar verbonden aan het Centrum voor Sociologisch Onderzoek (CESO) van de Universiteit van Leuven. Zijn onderzoek heeft betrekking op de Europese vergelijkende analyse van sociaal beleid vanuit een socio-cultureel perspectief. Hij is Honorary President van ESPAnet, het Network for European Social Policy Analysis en eertijds initiatiefnemer van de ESS wave 4 module 'Welfare Attitudes'.

w.v.oorschot@gmail.com

Paul Pennings is universitair hoofddocent politicologie bij de afdeling Bestuurswetenschap en Politicologie aan de Vrije Universiteit. Hij doet vergelijkend onderzoek naar de invloed van partijen en regeringen op de totstandkoming en de effecten van sociaal-economisch beleid in OESO. Tevens doet hij onderzoek naar de veranderende relaties tussen kiezers en partijen en de doorwerking op de stabiliteit en werking van partijsystemen.

p.j.m.pennings@vu.nl

Tim Reeskens is als postdoctoraal onderzoeker verbonden aan het Departement Politieke Wetenschappen van de Universiteit van Amsterdam, en het Centrum voor Sociologisch Onderzoek van de KU Leuven. Zijn onderzoeksinteresses gaan uit naar de vergelijkende studie van politieke en sociale attitudes, met inbegrip van de oorzaken en gevolgen van nationale identiteit, sociaal kapitaal en veralgemeend vertrouwen, en de legitimiteit van de welvaartsstaat. Zijn onderzoek is verschenen in enkele interna-

tionale tijdschriften, zoals *Comparative Political Studies*, *International Journal of Comparative Sociology*, *Journal of European Public Policy*, en *Journal of European Social Policy*.

tim.reeskens@soc.kuleuven.be

Ineke Stoop is senior onderzoeker bij het Sociaal en Cultureel Planbureau. Haar onderzoeksinteresse gaat uit naar landenvergelijkend onderzoek en non-respons. Ze is lid van het Core Scientific Team van de European Social Survey en medeoprichter van het Nederlandstalig Platform voor Survey Onderzoek.

i.stoop@scp.nl

Sedef Turper is als PhD-student verbonden aan de vakgroep Bestuurskunde van de Universiteit Twente. Ze is nauw betrokken bij het project 'The Panel Component of European Social Survey', dat wordt gefinancierd door NWO (Nederlandse organisatie voor Wetenschappelijk Onderzoek). Haar onderzoek richt zich op de kwaliteit en betrouwbaarheid van metingen, attitudeveranderingen en houdingen ten aanzien van immigratie en immigranten.

s.turper@utwente.nl

Helga A.G. de Valk is teamleider *Migration and Migrants* bij het Nederlands Interdisciplinair Demografisch Instituut te Den Haag, professor aan de Vrije Universiteit Brussel (België), en de hoofdonderzoeker van het European Research Council Starting Grant project 'Families of migrant origin: a life course perspective (FaMiLife)'.

valk@nidi.nl

Mark Visser is sinds 2012 als promovendus verbonden aan de Sectie Sociologie van de Radboud Universiteit Nijmegen. Zijn dissertatie richt zich op sociale ongelijkheid in de late beroepsloopbaan en pensioenen van oudere werknemers in Nederland. Verder gaat zijn belangstelling uit naar onder meer economische/materiële deprivatie, sociaal isolement en de relatie tussen beide.

m.visser@maw.ru.nl

Anchrit Wille is politicologe en bestuurskundige en verbonden aan de Campus Den Haag van de Universiteit Leiden. Ze heeft veel gepubliceerd over politiek-ambtelijke verhoudingen, politiek vertrouwen, participatie en democratie. Ze schreef samen met Mark Bovens in 2011 het boek *Diplomademocratie: over de spanning tussen meritocratie en democratie*.

a.c.wille@cdh.LeidenUniv.nl

Marion Wittenberg is projectmanager sociale wetenschappen bij DANS en verantwoordelijk voor de data-acquisitie op dat vakgebied. Daarnaast is ze betrokken bij twee Europese FP7-projecten ('Data without Boundaries' en 'DASHIS') die zich richten op verbetering van de data-infrastructuur voor de sociale wetenschappen en de humaniora. Voor ESS-NL organiseert zij in samenwerking met de nationale coördinator

(twee)jaarlijkse workshops voor gebruikers van ESS-data.
marion.wittenberg@dans.knaw.nl

Jaap Woldendorp is universitair docent bij de afdeling Bestuurswetenschap en Politicologie aan de Vrije Universiteit. Hij heeft nationaal en internationaal gepubliceerd over de Nederlandse verzorgingsstaat, corporatisme, (partij)regeringen, instituties en macro-economische prestaties. Zijn onderwijs en onderzoek hebben betrekking op vergelijkende politicologie, de geschiedenis van het Nederlandse politieke systeem en de Nederlandse verzorgingsstaat, corporatisme in West-Europa, de totstandkoming, samenstelling en beëindiging van (partij)regeringen in parlementaire democratieën, en instituties en macro-economische prestaties.

j.j.woldendorp@vu.nl

DANS

De European Social Survey (ESS) is een groot tweejaarlijks enquêteonderzoek dat sinds 2002 gehouden wordt onder de inwoners van vijftien jaar en ouder van circa dertig Europese landen. Het belang van de ESS blijkt uit de vele honderden publicaties die met behulp van de gegevens zijn geschreven. Nederlandse onderzoekers behoren tot de meest intensieve gebruikers.

Om de contacten tussen Nederlandse (en Vlaamse) gebruikers van de ESS te stimuleren, organiseren DANS en de Nederlandse nationale coördinator van de ESS elke twee jaar een eendaagse workshop waarin onderzoek wordt gepresenteerd en besproken. Dit boek doet verslag van de Vierde Nederlandse ESS workshop, die plaatsvond op 27 september 2012.

Zeven gepresenteerde papers, gevolgd door uitgebreide abstracts van zeven andere presentaties, getuigen van het grote en uiteenlopende scala aan onderzoeksvragen dat met behulp van de ESS-data onderzocht kan worden. Sommige bijdragen hebben een longitudinale invalshoek, naast cross-nationale vergelijkingen en papers die ingaan op methodologische aspecten van de ESS.

Data Archiving and Networked Services (DANS)

DANS bevordert duurzame toegang tot digitale onderzoeksgegevens. Kijk op www.dans.knaw.nl voor meer informatie en contactgegevens. DANS is een instituut van KNAW en NWO.